

d'enregistrement
au C.N.R.S.

THESE DE DOCTEUR-INGENIEUR ES SCIENCES NATURELLES

présentée
A LA FACULTE DES SCIENCES
de PARIS
par

M. AYOUB HASSAN

pour obtenir
le grade de Docteur-Ingénieur

Sujet de la Thèse : Utilisation de mesures relevées chez les mâles ou de l'expression d'un dimorphisme sexuel en sélection avicole.

Soutenue le 04 MAI 1971

devant la Commission d'Examen

MM. LAMOTTE Président

GENERMONT }
MERAT } Examineurs

° d'enregistrement
au C.N.R.S.

THESE DE DOCTEUR-INGENIEUR ES SCIENCES NATURELLES

présentée
A LA FACULTE DES SCIENCES
de PARIS
par

M. AYOUB HASSAN

pour obtenir
le grade de Docteur-Ingénieur

Sujet de la Thèse : Utilisation de mesures relevées chez les
mâles ou de l'expression d'un dimorphisme
sexuel en sélection avicole.

Soutenue le

devant la Commission d'Examen

MM. LAMOTTE Président

GENERMONT }
MERAT } Examineurs



UTILISATION DE MESURES RELEVÉES CHEZ LES MÂLES
OU DE L'EXPRESSION D'UN DIMORPHISME SEXUEL EN SÉLECTION AVICOLE

Thèse de Docteur-Ingénieur

par

H. AYOUB

Laboratoire de Génétique Factorielle

Centre National de Recherches Zootechniques - 78 - Jouy-en-Josas

REMERCIEMENTS

Monsieur LAMOTTE, Professeur à la Faculté des Sciences m'a fait l'honneur de présider ce Jury. Je l'en remercie et lui exprime ma reconnaissance pour l'attention qu'il m'a toujours accordée.

Je tiens également à exprimer mes remerciements à Monsieur MERAT qui est à l'origine de ce travail et par son aide précieuse en a favorisé l'évolution. Je le remercie pour la patience qu'il a témoignée à mon égard en m'aidant à rédiger mes idées en français et à développer ce travail.

Monsieur GENERMONT a accepté de participer à ce Jury, Je suis très touché de sa présence parmi mes juges.

Je remercie Monsieur COCHEZ, Directeur de la Station Expérimentale d'Aviculture du Magneraud ainsi que Monsieur BOYER qui ont mis à ma disposition les données qui ont permis ce travail.

J'exprime ma gratitude aux personnes du Laboratoire de Génétique Factorielle de Jouy-en-Josas, en particulier à Messieurs DURAND et BORDAS, pour leur aide technique ainsi qu'à Madame SIMONNOT qui a dactylographié cette thèse et Monsieur CHEVREUIL de la Station de Génétique Animale.

Je garderai un bon souvenir de l'accueil bienveillant et amical reçu à JOUY-en-JOSAS. Je considère comme très enrichissante et très importante cette période de formation scientifique.

Finalement j'aimerais présenter mes remerciements à tous les miens.

PLAN DE LA THESE

- I^{ère} PARTIE -

ETUDE GENETIQUE DU DIMORPHISME SEXUEL POUR LE POIDS A DIFFERENTS AGES ET DE CORRELATIONS AVEC D'AUTRES CARACTERES.

Chapitre 1 - Recherche de différences entre familles et entre populations.

Chapitre 2 - Etude de souches pures et de leurs croisements du point de vue du dimorphisme sexuel.

Chapitre 3 - Corrélations phénotypiques entre dimorphisme et autres caractères quantitatifs.

Chapitre 4 - Estimation d'héritabilités et de corrélations génétiques relatives au dimorphisme sexuel.

Chapitre 5 - Discussion et conclusion de la première partie.

- II^{ème} PARTIE -

ETUDE DE LA CONSOMMATION ALIMENTAIRE DE COQS ADULTES ET DE LA CORRELATION ENTRE SEXES POUR CE CARACTERE

- III^{ème} PARTIE -

RECHERCHE DE CRITERES INDIVIDUELS DE SELECTION DES MALES POUR DES CARACTERES DE PONTE.

INTRODUCTION GENERALE

On se préoccupe généralement peu, en sélection animale et notamment en aviculture, des caractères exprimant un dimorphisme sexuel, ou encore des critères individuels de sélection utilisables sur les mâles, en vue d'améliorer des caractères limités au sexe femelle.

Or, précisément, le dimorphisme sexuel pour la vitesse de croissance, d'une part, n'est pas sans intérêt économique, car les éleveurs de poulets cherchent la plus grande homogénéité de taille possible. D'autre part, parmi les caractères non limités à un sexe, la consommation alimentaire est encore peu étudiée génétiquement, et la corrélation entre son expression dans les deux sexes n'est pas connue. Enfin, pour tous les caractères de ponte, on manque de mesures individuelles pouvant être prises chez des coqs et qui seraient liées à leurs aptitudes génétiques potentielles pour la ponte.

En fonction de ces considérations, nous diviserons le présent travail en trois parties :

- 1 - Etude génétique du dimorphisme sexuel pour le poids à différents âges et de ses corrélations avec d'autres caractères.
- 2 - Etude de la consommation alimentaire de coqs adultes et de la corrélation entre sexes pour ce caractère.
- 3 - Recherche de critères individuels de sélection des mâles pour des caractères de ponte ; longueur des barbillons à 10 semaines.

Ière PARTIE : DIMORPHISME SEXUEL POUR LA TAILLE
ET SES CORRELATIONS AVEC D'AUTRES CARACTERES

INTRODUCTION

Notre but est d'étudier le phénomène du dimorphisme sexuel chez les volailles et de rechercher les éléments génétiques susceptibles de diminuer ou d'augmenter les différences entre les deux sexes, pour des caractères d'importance économique, poids des animaux notamment.

- Mise en évidence statistique de différences entre les deux sexes,

L'existence d'une différence pondérale entre sexes à divers âges est bien connue, cette différence pouvant n'apparaître nettement qu'à partir d'un certain âge. A titre d'exemple, RAGAB et al, (1958) utilisant une souche égyptienne (Fayoumi) ont montré que le poids des mâles était supérieur à celui des femelles jusqu'à l'âge de 24 semaines.

CHABRA et al, (1966) travaillant sur 4 souches différentes (R.I.R., W.L., N.H., B.P.R.) n'ont pas trouvé de différences significative pour le poids jusqu'à 6 semaines, mais à partir de cet âge, la différence devient hautement significative,

AMER et al. (1965) ont constaté que les différences entre sexes sont plus importantes dans les souches qui ont les taux de croissance les plus élevés. Ces résultats ont été obtenus par l'étude de quatre souches, 2 égyptiennes (Baladi et Fayoumi) et 2 étrangères (North Holland blue et R.I.R.).

Le problème de la possibilité de sélection pour le dimorphisme sexuel est particulièrement important dans le

domaine de la production des poulets de chair, où le fait que les femelles soient plus petites que les mâles vers l'âge de 8 semaines constitue un handicap commercial. L'éventuelle existence de variations génétiques de ce point de vue permettrait de sélectionner dans le sens de la réduction de ces différences et ainsi d'améliorer la valeur commerciale des souches existantes.

Les deux sexes reçoivent le même échantillon de gènes autosomaux de la génération parentale. Ainsi, en l'absence de sélection la fréquence de tout gène autosomal est la même chez les mâles et chez les femelles.

L'existence d'un dimorphisme peut avoir pour origine une sélection en faveur de gènes responsables d'une différence entre les deux sexes (AMADON, 1959 ; EISEN et LEGATES, 1966).

Une autre hypothèse veut y voir la manifestation de gènes liés au sexe, dont la répartition chez les mâles et chez les femelles est nécessairement différente (SHAKLEE et al. 1952, BEILHARZ, 1960 et STONAKER, 1963).

Enfin, un effet différentiel d'hétérosis peut intervenir. Des données expérimentales sur l'un ou l'autre de ces points ont été recueillies par divers auteurs.

A. EFFET D'HETEROSIS.

Certaines recherches ont comparé les différences entre sexes dans les races pures et dans leurs croisements.

WESSELS et al. (1962) ont remarqué que, chez les canards, les différences entre sexes ont tendance à être plus importantes dans les croisements que dans les souches pures. Ils ont utilisé une souche de White Pekin comme souche mâle et Khaki Campbell comme souche femelle.

Ce résultat est analogue à ceux établis par WHITE et al. (1958) sur des souris. Ces chercheurs disposaient de

trois lignées pures H, L, et C, H et L avaient été sélectionnées pour des poids corporels hauts et faibles respectivement, C n'ayant pas été sélectionnée. Tous les croisements possibles ont été réalisés entre ces 3 lignées. Leurs résultats montrent l'existence de différences très significatives entre les sexes aux âges de 42 et 65 jours. Ces différences n'existaient pas avant 42 jours. D'autre part, ces données permettent de détecter un effet propre au croisement sur le dimorphisme sexuel dans le croisement H x C pour les poids à 42 et 65 jours et le gain de poids entre 42 et 56 jours.

Une interaction du même type existe pour les gains de poids entre 21 et 42 jours, et 42 et 56 jours et le poids à 42 jours dans le croisement H x L. Dans tous les cas, ce sont les mâles qui extériorisent la plus grande vigueur hybride.

Il n'y avait pas, d'autre part, de différence significative entre croisements réciproques.

STONAKER (1963) réalise une expérience de croisements chez des bovins de race Hereford. Les mâles et les femelles sont issus de deux lignées consanguines. Les données portent sur 1 229 veaux, "inbred" et croisés étaient des demi-frères paternels. Les poids du corps étaient mesurés à l'âge de 5 et 7 mois. L'étude des moyennes montre qu'il existe un effet d'hétérosis plus grand chez les femelles à l'âge de 200 jours. Les différences entre sexes étaient de 12 % chez les "inbred" et 5 % chez les hybrides. STONAKER explique ce phénomène par le fait que les femelles (homogamétiques) ont plus de loci en disjonction que les mâles (hétérogamétiques),

Le même auteur a été amené par ces résultats à examiner le problème dans les espèces où c'est le mâle qui est homogamétique (dinde, poule).

En ce qui concerne la dinde, il étudie des résultats obtenus par CLARK (1960) et MORENG et THORNTON (1958) : Ce sont ici les mâles qui présentent le plus grand effet d'hétérosis ; la valeur relative des croisés par rapport aux "inbred" est

de 1,09 chez les mâles et 1,01 chez les femelles. L'interaction sexe x système d'élevage est plus importante que chez les bovins. Quant à la poule, il utilise les résultats de GLAZENER ET BLOW (1951). Dans leur expérience 8 lignées consanguines issues de 4 souches (White Leghorn, Rhode Island Red, Barred Plymouth Rock et New Hampshire) sont croisées avec des femelles non consanguines comprenant une souche White Plymouth Rock et les 4 souches mentionnées. La supériorité relative des croisés par rapport aux lignées consanguines était en moyenne de 1,14 pour les mâles et 1,08 pour les femelles.

Ces résultats montrent que l'interaction est pour une large part expliquée par l'action des gènes liés au sexe. La régression du poids sur la consanguinité est plus grande chez le sexe homogamétique dans les espèces étudiées. STONAKER a proposé d'appeler ce phénomène "hétérosis homogamétique". Cependant, on peut noter que tous les résultats ne semblent pas s'accorder avec ce schéma (cf par exemple WHITE et al., 1968).

B. EXPERIENCES DE SELECTION POUR LE DIMORPHISME SEXUEL OU IDENTIFICATION DE GENES MODIFIANT CE DIMORPHISME.

Nous allons maintenant examiner quelques expériences de sélection qui ont été tentées chez diverses espèces en vue de modifier les différences entre sexes.

YOSHIDA et COLLINS (1967) ont étudié chez la Caille japonaise le poids du corps à 8 semaines. L'expérience comportait trois lignées. L'une servait de contrôle. Dans la deuxième, les mâles seuls étaient sélectionnés pour des poids corporels élevés. Dans la dernière, c'était les femelles qui étaient soumises à cette sélection.

L'héritabilité du caractère a été calculée séparément pour chaque sexe et trouvée égale à 0,59 pour les mâles et à 0,47 pour les femelles. Les réponses à la sélection permettent d'estimer les héritabilités réalisées suivantes : 0,38 pour les mâles et 0,36 pour les femelles. Quant à l'héritabilité

de la différence entre sexes, elle avait pour valeur 0,09. Enfin, la corrélation génétique entre les poids à quatre semaines chez les femelles et chez les mâles était de 0,90. En fin de compte, les différences entre sexes n'ont pas été modifiées par la sélection.

HORTON et Mc BRIDE (1964) ont étudié chez la poule le dimorphisme sexuel pour le poids à 4 et 8 semaines et le gain de poids entre ces âges. Deux souches sont gardées comme témoins, 9 autres sont sélectionnées pour le poids à 8 semaines, deux d'entre elles pour accroître le dimorphisme sexuel, une autre pour le diminuer, les individus choisis étant accouplés au hasard. Les résultats mettent en évidence une interaction souche-sexe significative ($P < 0,01$).

Les corrélations génétiques entre mâles et femelles calculées entre pères intra souches sont de l'ordre de 0,5, significativement différentes de 1. La proportion d'individus retenus pour la reproduction est de l'ordre de 5 % pour les mâles, 20 % pour les femelles. La réponse à la sélection est plus élevée chez les mâles que chez les femelles, de sorte que le dimorphisme sexuel varie. Fait curieux, quand on augmente l'intensité de sélection (1 % chez les mâles, 10 % chez les femelles), la réponse est moins importante.

Les auteurs concluent que les différences dues à l'action des gènes liés au sexe étaient égales dans les descendance des différents pères et que les différences observées étaient dues à l'influence des gènes autosomaux.

KORKMAN (1957) sur des souris sélectionne dans deux directions ("montante" et "descendante") pour le dimorphisme sexuel du poids corporel. Au vu des résultats, il conclut que le progrès réalisé est inférieur à celui qui était prévisible.

Par contre, EISEN et LEGATES (1966) travaillant sur le même matériel trouvent un résultat différent. Ils remarquent

d'abord que la sélection pour le dimorphisme sexuel est uniquement une sélection pour l'interaction génotype-sexe. Ils trouvent une différence significative entre les poids des femelles et ceux des mâles. Quant à l'héritabilité de la différence entre sexes pour les poids à 3, 6, 8 semaines et pour le gain entre 3 et 6 semaines, elle est respectivement égale à 0,13 ; 0,22 ; 0,29 et 0,28.

Les estimations correspondant aux héritabilités corrigées étaient pour les mêmes caractères, égales à 0,10 ; 0,08 ; 0,14 et 0,24.

En ce qui concerne le poids à 8 semaines, les corrélations génétiques trouvées permettent de penser qu'une sélection pour le dimorphisme sexuel basée sur les différences entre familles est possible.

Les auteurs mentionnent aussi, au vu de l'héritabilité des différences de poids entre sexes, que la réponse à la sélection pour les différences de poids à 6 semaines doit être négligeable et que celle pour les différences à 3 semaines doit être nulle.

Les expériences de sélection ou les analyses biométriques suggèrent donc dans certains cas la présence de gènes modifiant le rapport du poids des sexes mais sans les identifier et sans que l'on sache si ces gènes influent par un effet différent suivant le sexe, ou par leur répartition différente dans les deux sexes (cas des gènes liés au sexe : cf § suivant). L'identification individuelle de gènes "majeurs" permet, en ce qui les concerne de préciser ce point. On connaît au moins un tel gène chez la poule. Il s'agit de dw, réduisant la taille (HUTT, 1959). Cette réduction est différente dans les deux sexes, le poids des mâles étant davantage réduit par comparaison avec le phénotype "normal".

C. MISE EN EVIDENCE DE L'EFFET DE GENES LIES AU SEXE.

Certaines recherches ont mis en évidence l'influence des gènes liés au sexe sur le dimorphisme sexuel.

SHAKLEE et al. (1952) ont fait une expérience sur dindes en croisant 24 mâles et 142 femelles Beltville White et ont obtenu 852 descendants.

Ils ont étudié le poids du corps à l'âge de 24 semaines. Il s'agissait d'une sélection familiale pour améliorer la production de viande et des caractères de reproduction. Le poids de chaque femelle était retranché du poids moyen de ses frères et vice-versa. L'analyse de la variance montre que l'effet de la mère est significatif : Les familles de frères-soeurs ne sont pas équivalentes quant à la différence de poids entre sexes.

Cette différence est donc influencée par l'hérédité, et peut-être en particulier par des gènes liés au sexe. Le coefficient de variation par ailleurs, est plus élevé chez les femelles que chez les mâles,

D'autre part, les données de ces mêmes auteurs démontrent que dans les croisements le taux de croissance des mâles est relativement plus important (cf STONAKER, 1963).

BEILHARZ (1960) donne une interprétation de l'effet possible de gènes liés au sexe dans les résultats de SHAKLEE : le père apporte un chromosome X aux femelles ainsi qu'aux mâles et son influence est la même dans les deux sexes. En revanche, les mères donnent le chromosome X uniquement à leurs fils. Ceci peut changer l'importance relative des pères par rapport aux mères, en fonction de l'importance génétique du chromosome X.

BEILHARZ étudie ce problème chez le lapin (à l'âge de 16 semaines dans un groupe de 429 lapins) et chez le poulet, sur 3 populations (Australorp, White Leghorn et croisements

récioproques). Les résultats suggèrent un rôle joué par des gènes liés au sexe dans tous les cas ; en particulier, en croisant les pères légers avec des mères lourdes, la différence entre les 2 sexes est plus élevée que dans le cas du croisement réciproque. (JULL et QUINN, 1931 ; MAW, 1935 ; GODFREY, 1953 ; JAAP, 1962).

Un gène lié au sexe au moins, produisant des différences considérables de dimorphisme sexuel en croisement, est connu individuellement chez la poule. Il s'agit du facteur de "nanisme" dw réduisant la taille (HUTT, 1959). Un autre facteur lié au sexe semble exister dans les croisements avec des souches naines de type "Bantam" (MAW, 1935)

D. ESSAIS D'INTERPRETATION DU DIMORPHISME SEXUEL.

Peu de travaux ont traité ce sujet.

Du point de vue de son origine évolutive, AMADON (1959) pense que le dimorphisme sexuel doit être une conséquence de la sélection naturelle. Il explique ceci d'une façon simple, par la compétition entre les mâles au cours de l'évolution des espèces (les mâles les plus lourds étant avantagés). A l'appui de cette hypothèse, il observe que le dimorphisme se remarque plus nettement chez les espèces polygames que chez les monogames. Il ajoute que le comportement des espèces influe sur ce caractère.

Du point de vue physiologique EISEN et LEGATES (1966) constatent que le milieu intérieur diffère chez les mâles et les femelles ainsi que le milieu extérieur. Ceci est dû à l'activité physique et aux effets sociaux chez les mâles. En conséquence, les gènes autosomiaux agissent différemment selon le sexe. Ceci représente un cas spécial d'interaction.

FABER (1959-1961), chez le canard, conclut que l'existence du dimorphisme sexuel est liée à une plus grande

proportion de cellules acidophiles dans l'hypophyse antérieure chez le sexe de plus grande taille,

BRAY et al. (1962) et BIRD et GUTTERIDGE (1934) ont envisagé l'importance des éléments nutritionnels en interaction avec le sexe.

CONCLUSION.

Dans cette première partie, nous apporterons des données nouvelles permettant de mettre en évidence des variations génétique du dimorphisme sexuel pour le poids à plusieurs âges ; Différences entre familles et entre souches (Chapitre 1) ou entre croisements réciproques (chapitre 2).

D'autres résultats concerneront les corrélations phénotypiques entre dimorphisme et autres caractères quantitatifs (chapitre 3). Le chapitre 4 présentera des estimations correspondantes d'héritabilités et de corrélations génétiques. Une discussion et des conclusions constitueront le chapitre 5.

- CHAPITRE 1 -

RECHERCHE DE DIFFERENCES ENTRE FAMILLES ET ENTRE POPULATIONS

MATERIEL ET METHODES

MATERIEL

Parmi les souches étudiées certaines étaient élevées à Jouy-en-Josas (population "Jouy" issue du croisement de plusieurs souches, principalement Rhode-Island, Gâtinaise et Wyandotte ; MERAT, 1962 ; une souche de Faverolles ; souche "L 22" issue du croisement de Leghorns, Rhode-Island, Wyandottes). D'autres au Domaine du Magneraud seront mentionnés plus loin. L'élevage était fait au sol pour les jeunes et les adultes. Les deux sexes étaient élevés ensemble en poussinière. A 8 semaines d'âge, toutes les poulettes étaient gardées jusqu'à l'âge adulte (10 mois environ), du moins dans les familles les plus nombreuses. Pour les coqs, une fraction était éliminée à 8 semaines, en partie d'après le poids à cet âge, à l'exception de certains cheptels du Magneraud qui seront mentionnés. Dans chaque sexe et pour les diverses souches analysées, toutes les familles étaient élevées séparément dans les mêmes locaux.

METHODES

Pour mettre en évidence des différences entre familles pour un dimorphisme sexuel relatif à un caractère donné, nous avons utilisé le test d'interaction entre famille et sexe pour ce caractère.

L'étude des différences entre familles de même père est faite pour le poids à l'âge de 4 semaines, de 8 semaines et le poids "adulte" à 10 mois. Les nombres d'animaux corres-

pondants par troupeau et année, figurant au tableau 1. Le choix des caractères analysés suivant le cheptel était fonction, soit des données disponibles, soit de l'importance des effectifs pour chaque mesure. A partir de ces données, une analyse de variance est faite intra-années et troupeaux, avec les deux facteurs contrôlés "sexe" et "famille de même père".

- TABLEAU 1 -

POPULATIONS, ANNEES ET NOMBRE D'ANIMAUX ANALYSES DANS L'ETUDE
PAR FAMILLES DE MEME PERE

Souches	années	4 semaines		8 semaines		10 mois (adultes)	
		♂♂	♀♀	♂♂	♀♀	♂♂	♀♀
<u>Jouy-en-Josas</u> "Jouy"	1959	1099	1147	1060	1033		
	1960	1122	1144	1193	1137		
	1961	1524	1538	1500	1519		
	1962	1069	1068	1018	1039		
	1963	1411	1415	1311	1344		
	1964	746	712	728	707	48	254
	1965	723	774	727	777	41	134
	1966	675	705	675	706	27	67
	1967	975	944	963	934	55	231
		9345	9447	9175	9196	171	686
Faverolles	1960			595	581		
	1961			316	351		
	1962	795	739	768	711		
	1963	369	376	368	376		
		1164	1115	2047	2019	-	-
"L 22"	1963			578	549		
	1964	649	703	617	658		
		649	703	1195	1207		
<u>Magneraud</u> J55 J11 M11 M77	1968					172	764
	1968					251	870
	1966					1806	1970
	1968					277	607
						2506	4211

L'interaction famille x sexe a été testée par la méthode approchée tenant compte de la présence d'effectifs différents dans les groupes élémentaires (SNEDECOR, 1967).

Une difficulté accessoire provenait de la différence de variance résiduelle existant entre mâles et femelles ; toutefois, il a été possible de ne pas en tenir compte, cette différence de variance n'étant pas très considérable.

Concernant le poids adulte, notre analyse dans la population "Jouy", ne porte pas directement sur lui, mais sur sa différence, pour chaque individu, avec le poids à 8 semaines. En effet, un tri a été fait parmi les mâles à 8 semaines, la "sévérité" relative de ce tri étant variable. Il en résulte, du fait que le poids à 8 semaines représente une partie du poids adulte et présente une corrélation appréciable avec lui, un "biais" variable dans les différences entre sexes pour ce poids adulte. Par contre, la corrélation entre poids à 8 semaines et croissance de 8 semaines à l'âge adulte varie suivant l'année de 0,035 à 0,270 pour les femelles et de 0,055 à 0,396 chez les mâles, de sorte que le "biais" en question, pour cette croissance après 8 semaines, ne risque pas d'être très important ni surtout de différer beaucoup suivant les familles. Nous nous sommes d'ailleurs limités, dans la souche "Jouy", à quatre années où un nombre suffisant de mâles étaient gardés jusqu'à 10 mois.

Une analyse directe sur ce caractère a pu être faite sur les cheptels élevés au domaine du Magneraud, où la plupart des mâles avaient été gardés après l'âge de 8 semaines : Deux souches "famille chair", "J11" et "J55", l'une naine, possédant le gène dw (HUTT, 1959), l'autre normale, comparées la même année (1968) ; et deux souches "ponte", "M11" en 1968 et en 1966.

Le "taux de croissance" entre 4 et 8 semaines a, lui aussi, été examiné quant à la variation de sa différence suivant

le sexe, Il est estimé par $\frac{W_2 - W_1}{W_2 + W_1} \times 100$, où W_2 et W_1 représentent le poids à 8 et à 4 semaines.

D'autre part, une étude par familles de même mère a été faite dans les quatre souches du Magneraud indiquées dans le tableau précédent, ainsi que dans une année (1967) de la population de Jouy-en-Josas, ces données comportant des familles de frères-soeurs suffisamment nombreuses. De cette étude, nous avons supprimé les familles ayant moins de 5 descendants de même sexe. L'analyse de variance, faite ici sur une base intra-père, comportait les facteurs contrôlés "sexe" et "famille de même mère" (frères-soeurs).

Enfin, l'interaction souches x sexe a été testée sur plusieurs populations de Jouy et du Magneraud. Nous avons, d'autre part, testé l'homogénéité de la différence de variance entre ♂♂ et ♀♀ suivant la souche : Le principe du test est détaillé dans le paragraphe correspondant.

RESULTATS

I. DIFFERENCES ENTRE FAMILLES DE MEME PERE

A. Poids à 4 semaines

Le poids à cet âge était mesuré dans trois souches élevées à Jouy-en-Josas : population "Jouy", Faverolles et L 22.

1. Population "Jouy"

Le tableau 2 présente, pour chaque sexe et par année, les moyennes et variances du caractère étudié, ainsi que le rapport de la moyenne et de la variance des femelles à celle des mâles.

- Tableau 2 -

POIDS A 4 SEMAINES, SOUCHE "JOUY" : MOYENNES ET VARIANCES PAR SEXE ET LEUR RAPPORT

Années	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$ (g.)	V	n	$\bar{x}$ (g.)	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
1959	1147	203,7	980	1099	220,4	1531	0,924	0,640
1960	1144	240,9	1115	1122	261,3	1530	0,721	0,728
1961	1558	223,8	1425	1524	244,2	1928	0,711	0,739
1962	1068	228,4	1371	1069	247,8	2523	0,921	0,543
1963	1415	239,3	1498	1411	257,8	2025	0,928	0,740
1964	712	260,4	2037	746	281,1	3369	0,926	0,604
1965	774	262,0	1637	723	299,1	2259	0,875	0,724
1966	705	240,5	1563	676	259,0	2384	0,928	0,655
1967	944	241,5	1669	975	258,3	2058	0,935	0,810

On remarque en particulier que non seulement la moyenne, mais la variance, est plus élevée chez les mâles, et que le rapport de la variance dans les deux sexes présente plus d'hétérogénéité que celui des moyennes.

Le tableau 3 contient, par année, les degrés de liberté et valeurs de la variance interaction père x sexe et de la variance résiduelle ainsi que le rapport de la première à la seconde. Pour l'alléger, nous avons omis les variances "entre sexes" et "entre pères" qui, dans l'ensemble, sont toutes deux hautement significatives comme on pouvait s'y attendre.

- TABLEAU 3 -

POIDS A 4 SEMAINES, POPULATION "JOUY" : VARIANCE INTERACTION
PERES X SEXE COMPAREE A LA VARIANCE RESIDUELLE, PAR ANNEE

Année	Degrés de liberté		F
	Variance interaction père x sexe	Variance résiduelle	
1959	9	2167	4,20 xx
1960	12	1622	1,72 x
1961	22	3017	1,26
1962	20	2088	1,67
1963	20	2703	1,58 x
1964	20	1412	0,53
1965	21	1453	1,56 x
1966	22	1335	2,86 xx
1967	27	1863	1,60 x
x Significatif au seuil 5 pour cent			
xx Significatif au seuil 1 pour cent			

L'interaction père x sexe est, 6 fois sur 9, significative au moins au seuil 5 p. cent, et dans 8 cas le rapport F correspondant est supérieur à l'unité. En groupant la variance interaction sur l'ensemble des années et la comparant à la variance résiduelle sur une base intra-année, on trouve un rapport F égal à 1,73 pour 172 et 17 660 degrés de liberté, significatif au seuil 1 pour cent.

On peut donc conclure à l'existence de variations entre familles de pères quant au dimorphisme sexuel du poids à l'âge de 4 semaines dans cette souche.

2. Souches "Faverolles" et "L 22"

Les résultats d'analyses similaires, relatives aux souches "Faverolles" et "L 22", sont contenus dans les tableaux 4 et 5 :

- Tableau 4 -

POIDS A 4 SEMAINES, SOUCHES "FAVEROLLES" ET "L 22" : MOYENNES ET VARIANCES PAR SEXE ET LEUR RAPPORT

Souches et années	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$	V	n	$\bar{x}$	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
<u>Faverolles</u>								
1962	739	242,4	2359	795	265,4	3180	0,913	0,741
1963	376	267,1	1512	369	281,2	1613	0,949	0,937
<u>"L 22"</u>								
1964	703	242,4	1208	649	265,4	1408	0,913	0,857

- Tableau 5 -

POIDS A 4 SEMAINES, SOUCHES "FAVEROLLES" ET "L 22" : VARIANCE
INTERACTION PERES x SEXE COMPAREE A LA VARIANCE RESIDUELLE

Années et Souches	Degrés de liberté		F
	variance interaction	variance résiduelle	
<u>Faverolles</u>			
1962	18	1496	1,52
1963	18	707	1,76
<u>L. 22</u>			
1964	19	1312	0,61

Ces tableaux montrent que, dans l'ensemble, la variance interaction père x sexe est supérieure à la variance résiduelle. Le rapport F est supérieur à 1, au moins pour la souche Faverolles. Pour cette dernière, ce rapport F concernant la variance interaction regroupée sur les deux années étudiées, comparée à la variance résiduelle, est égal à 1,45 pour 36 et 2203 degrés de liberté ($P < 0,05$).

B. Poids à 8 semaines

1. Population "Jouy"

Les tableaux 6 et 7 donnent, comme précédemment, les moyennes et variances par sexe, puis l'analyse de variance avec le test d'interaction père x sexe.

- Tableau 6 -

POIDS A 8 SEMAINES, POPULATION "JOUY" : MOYENNES ET VARIANCES
PAR SEXE ET LEUR RAPPORT

Années	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$ (g.)	V	n	$\bar{x}$ (g.)	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
1959	1033	599,6	10507	1060	686,6	18844	0,873	0,557
1960	1137	701,5	10149	1193	815,5	18837	0,860	0,538
1961	1519	676,9	14250	1500	799,9	23960	0,846	0,594
1962	1039	743,4	12336	1018	897,4	18712	0,828	0,659
1963	1344	740,6	14964	1311	855,8	26390	0,865	0,567
1964	707	748,8	17623	728	876,7	24857	0,854	0,703
1965	777	808,0	12478	727	1017,6	21248	0,794	0,587
1966	706	740,1	16164	675	870,9	23411	0,849	0,690
1967	934	689,3	12857	963	802,4	20707	0,859	0,620

Tandis que le rapport des moyennes varie de 0,79 à 0,87 suivant l'année, celui des variances va de 0,54 à 0,70.

Par comparaison avec l'âge de 4 semaines, on voit que dans la plupart des cas le rapport des variances est moins élevé à 8 semaines, ainsi que le rapport des moyennes. Ceci reflète le fait connu que le taux de croissance chez les mâles est plus élevé que celui des femelles, ou, en d'autres termes, que le dimorphisme sexuel augmente entre 4 et 8 semaines.

- Tableau 7 -

POIDS A 8 SEMAINES, POPULATION "JOUY" : VARIANCE INTERACTION
PERE x SEXE COMPAREE A LA VARIANCE RESIDUELLE, PAR ANNEES

Année	Degrés de liberté		F
	variance interaction	variance résiduelle	
1959	9	2074	1,01
1960	12	2214	2,14 *
1961	22	2955	2,07 **
1962	20	2001	1,82 *
1963	20	2613	0,09
1964	20	1354	1,92 **
1965	21	1460	1,10
1966	22	1331	1,53 *
1967	27	1840	1,30

Dans le tableau 7, nous avons omis la variation entre sexes et entre pères, hautement significatives comme on le constate en règle générale. Seule figure, comparée à la variance résiduelle, la variance interaction pères x sexe, significative dans 5 cas parmi 7 années. Dans toutes ces années sauf une, la variance interaction est d'ailleurs supérieure à la variance résiduelle ($F > 1$).

L'estimation globale intra-années de l'interaction pères x sexe donne un rapport $F = 1,43$ vis-à-vis de la variance résiduelle, avec les degrés de liberté 173 et 17842. L'interaction est significative au seuil 1 p. cent.

En conclusion, le dimorphisme sexuel varie quelque peu suivant le père, dans cette souche, à l'âge de 8 semaines comme à celui de 4 semaines.

2. Faverolles

- Tableau 8 -

POIDS A 8 SEMAINES, SOUCHE "FAVEROLLES" : MOYENNES, VARIANCES
PAR SEXE ET LEUR RAPPORT

Années	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$	V	n	$\bar{x}$	V	$\frac{\bar{x} \text{ ♀♀}}{\bar{x} \text{ ♂♂}}$	$\frac{V \text{ ♀♀}}{V \text{ ♂♂}}$
1960	581	738,9	10467	595	832,6	25723	0,887	0,505
1961	351	707,9	8220	316	804,6	14070	0,879	0,584
1962	711	834,7	16707	768	945,7	31641	0,882	0,528
1963	376	843,7	11598	368	948,9	15288	0,889	0,758

Les mêmes remarques s'appliquent que pour la population "Jouy", en particulier pour le rapport des variances dans les deux sexes.

- Tableau 9 -

POIDS A 8 SEMAINES, SOUCHE "FAVEROLLES" : VARIANCE INTERACTION
PERE x SEXE COMPAREE A LA VARIANCE RESIDUELLE

Année	Degrés de liberté		F
	variance interaction	variance résiduelle	
1960	21	1132	2,17 **
1961	10	645	0,97
1962	18	1436	1,80 *
1963	18	706	0,71

Le tableau 9 montre que l'interaction père x sexe est significative dans deux années. Dans les deux autres, par contre, le rapport F est inférieur à 1.

Le test global d'interaction père x sexe intra-années correspond à 67 degrés de liberté pour la variance interaction et à 3919 pour la variance résiduelle. Le rapport F est égal à 1,51 (significatif au seuil 5 p. cent).

Dans cette souche apparaît donc également une influence sur le dimorphisme sexuel associée à la famille de père.

3. "L 22".

- Tableau 10 -

POIDS A 8 SEMAINES, SOUCHE "L 22" : MOYENNES ET VARIANCES
PAR SEXE ET LEUR RAPPORT

Années	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$	V	n	$\bar{x}$	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
1963	549	560,2	10950	578	659,1	12839	0,849	0,852
1964	658	571,1	9445	617	662,6	11639	0,861	0,811

- Tableau 11 -

POIDS A 8 SEMAINES, SOUCHE "L 22" : VARIANCE PERE x SEXE
COMPAREE A LA VARIANCE RESIDUELLE

Année	Degrés de liberté		F
	variance interaction	variance résiduelle	
1963	17	1091	1,15
1964	19	1268	0,76

Le test global de l'interaction sur l'ensemble des années donne $F = 0,95$ avec 36 degrés de liberté pour la variance interaction et 2359 pour la variance résiduelle. Il n'y a donc pas ici d'interaction décelable.

C. Taux de croissance de 4 à 8 semaines.

Nous avons indiqué plus haut que le dimorphisme sexuel augmentait entre les âges de 4 et de 8 semaines dans tous les cas.

Sur les données de la population "Jouy", les plus nombreuses, nous avons analysé la variation, suivant les pères, du dimorphisme sexuel pour le taux de croissance de 4 à 8 semaines, défini comme indiqué précédemment. Les résultats obtenus sont contenus dans le tableau 12.

- Tableau 12 -

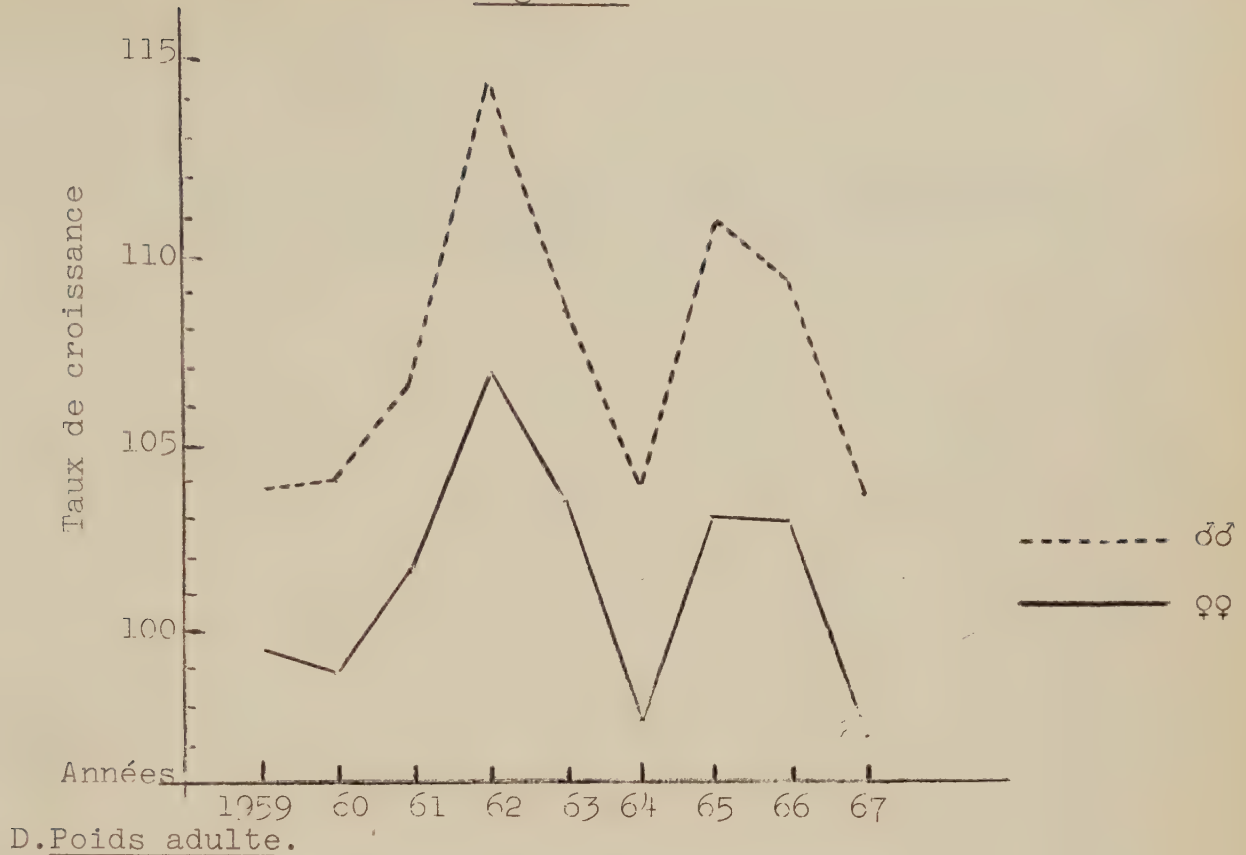
TAUX DE CROISSANCE DE 4 A 8 SEMAINES, POPULATION "JOUY" : RAPPORT
DES MOYENNES PAR SEXE

Années	$\frac{\bar{x}_{\text{♀♀}}}{\bar{x}_{\text{♂♂}}}$ 4S	$\frac{\bar{x}_{\text{♀♀}}}{\bar{x}_{\text{♂♂}}}$ 8S	t = taux de croissance		$\frac{t_{\text{♀♀}}}{t_{\text{♂♂}}}$
			♀♀	♂♂	
1959	0,924	0,873	98,5	102,7	0,959
1960	0,921	0,860	97,7	102,9	0,949
1961	0,916	0,846	100,6	106,4	0,945
1962	0,921	0,828	105,9	113,4	0,933
1963	0,928	0,865	102,3	107,3	0,953
1964	0,926	0,854	96,7	102,8	0,940
1965	0,975	0,794	102,0	109,1	0,934
1966	0,928	0,849	101,8	108,2	0,940
1967	0,935	0,859	96,2	102,5	0,938

Ces résultats traduisent le fait que les mâles croissent plus rapidement en valeur relative.

La figure 1 montre en outre que les taux de croissance chez les mâles par année, sont nettement plus élevés que chez les femelles, et que, d'autre part, la variation dans les deux sexes suivant l'année est parallèle.

- Figure 1 -



Quant au dimorphisme sexuel du poids à l'âge adulte, son étude a été limitée, pour la population "Jouy", à 4 années où un nombre suffisant de mâles étaient gardés jusqu' après 10 mois d'âge.

L'analyse de la variance a été faite sur la différence entre le poids adulte et le poids à 8 semaines, comme indiqué dans la partie "méthodes". Cette variable ne risquait pas d'être trop "biaisée", ni surtout d'être biaisée de façon très différente suivant les familles, quant à sa valeur comparée dans les deux sexes, du fait d'élimination de mâles sur leur poids à 8 semaines en pourcentage variable suivant les familles. En effet, la corrélation entre poids à 8 semaines et croissance de 8 semaines à l'âge adulte varie suivant l'année de 0,035 à 0,270 chez les femelles et de 0,055 à 0,396 chez les mâles.

- Tableau 13 -

POPULATION "JOUY" : MOYENNES ET VARIANCES PAR SEXE POUR LA
CROISSANCE DE 8 SEMAINES A L'AGE ADULTE

Année	♀♀			♂♂			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
	n	$\bar{x}$	V	n	$\bar{x}$	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
1964	254	149,6	72310	48	226,0	88185	0,662	0,819
1965	134	146,1	49263	41	228,5	78250	0,639	0,629
1966	67	155,7	53116	27	219,4	57930	0,709	0,916
1967	231	157,1	77300	55	239,1	84700	0,657	0,912

Le tableau 13 démontre que le rapport de croissance chez les femelles de 8 semaines à l'âge adulte est plus faible chez les femelles que chez les mâles. Par contre, la variance est plus grande chez les mâles dans la plupart des cas. Il est possible que ceci soit dû aux erreurs d'échantillonnage provenant des effectifs assez faibles des mâles.

Le tableau 14 présente l'analyse de variance suivant les facteurs sexe et famille de père, limitée à la comparaison qui nous intéresse spécialement, celle entre variances "interaction" et résiduelle, pour la variable "croissance après 8 semaines".

- Tableau 14 -

CROISSANCE DE 8 SEMAINES A L'AGE ADULTE, POPULATION "JOUY" : ANALYSE
DE VARIANCE SUIVANT LES FACTEURS "PERES" ET SEXES"

Année	Source de variation	Degré de liberté	F
1964	Entre sexes	1	275,00 **
	" pères	13	2,59 **
	Interaction		
	père x sexe	13	1,61
	Résiduelle	274	
1965	Entre sexes	1	253,39
	" pères	9	1,36
	Interaction		
	père x sexe	9	1,72
	Résiduelle	155	
1966	Entre sexes	1	205,70 **
	" pères	6	4,54 **
	Interaction		
	père x sexe	6	1,23
	Résiduelle	80	
1967	Entre sexes	1	331,60
	" pères	13	0,86
	Interaction		
	père x sexe	13	1,39
	Résiduelle	258	

On peut mentionner que la variance d  e aux p  res est significative dans deux seulement des quatre ann  es, celle entre sexes, l'  tant toujours. Quant    l'interaction, elle n'est pas significative dans chaque cas pris isol  ment, mais le F correspondant est toujours plus grand que 1. Sur l'ensemble des quatre ann  es regroup  es, le rapport F de la variance interaction estim  e sur une base intra-ann  e (41 degr  s de libert  )    la variance r  siduelle (767 d.l.) est   gal    1,47 (significatif au seuil 5 p. cent).

L'analyse directe sur les poids adultes a pu   tre faite sur des donn  es recueillies au domaine du Magneraud, pr  sentant une proportion assez importante de m  les gard  s, avec un peu d'  limination sur le poids    8 semaines.

Nous avons d'abord   tudi   deux souches, l'une naine, poss  dant le g  ne dw (HUTT, 1959), l'autre normale (Dw), compar  es la m  me ann  e (1968), ces deux souches   tant d  sign  es respectivement par "J 11" et "J 55".

- Tableau 15 -

DONNEES DU MAGNERAUD, 1968 ; ANALYSE DE VARIANCE DU POIDS ADULTE
PAR PERES ET SEXES

Source de variation	Souche "J 11" (naine)		Souche "J 55" (normale)	
	Degr��s de libert��	F	Degr��s de libert��	F
Sexes	1	165,90**	1	767,00 **
P��res	15	13,21**	16	7,02 **
Interaction p��re sexe	15	3,59**	16	4,50 **
R��siduelle	1089		902	

L'interaction père x sexe est hautement significative dans les deux souches, ainsi, d'ailleurs, que la variation entre sexes et entre pères.

Pour le poids adulte également, une analyse de variance porte sur deux autres souches du Magneraud, "M 11" en 1968 et "M 77" en 1966, pour lesquelles la majorité des mâles avaient été gardés jusqu'à l'âge adulte, sans élimination sur le poids à 8 semaines.

- Tableau 16 -

ANALYSE DE VARIANCE SUR LE POIDS ADULTE, PAR PERES ET SEXES :
SOUCHE M 11, 1966

Source de variation	Degrés de liberté	F
Entre sexes	1	95 426,70 **
Entre pères	18	18,13 **
Interaction pères x sexe	18	7,93 **
Résiduelle	3 738	

- Tableau 17 -

ANALYSE DE VARIANCE SUR LE POIDS ADULTE PAR PERES ET SEXES :
SOUCHE M 77, 1968

Source de variation	Degrés de liberté	F
Sexe	1	1 212,12 **
Pères	7	11,18 **
Interaction père x sexe	7	2,83 **
Résiduelle	868	

L'interaction père x sexe apparaît, au total, hautement significative dans les deux souches étudiées.

En conclusion, on constate dans l'ensemble, tant à 4 semaines qu'à 8 semaines et à l'âge adulte, des variations entre familles de pères, d'importance limitée mais significative, pour le dimorphisme sexuel du poids à ces différents stades.

II. DIFFERENCES ENTRE FAMILLES DE MEME MERE (FRERES-SOEURS).

Parallèlement aux différences entre familles de même père, nous étudions dans ce qui suit les différences entre familles de frères-soeurs pour le dimorphisme sexuel du poids. A cet effet, une analyse de variance est faite, afin d'estimer l'interaction mères x sexe intra-pères.

Cette analyse a été limitée aux troupeaux suivants présentant des effectifs suffisants par mères : population "Jouy" en 1967 pour le poids à l'âge de 8 semaines ; au Magneraud, souche J 11 naine en 1968, souches M 77 et M 11 en 1966 pour le poids adulte.

- Tableau 18 -

ANALYSE DE LA VARIANCE PAR SEXE ET FAMILLES DE MERES INTRA-PERES POIDS A 8 SEMAINES, POPULATION "JOUY" 1967

Source de variation	Degrés de liberté	F
Sexes	1	418,72 **
Mères intra-pères	89	5,46 **
Interaction mère x sexe intra-père	89	1,35 *
Résiduelle	1 518	

- Tableau 19 -

ANALYSE DE VARIANCE PAR SEXE ET FAMILLES DE MERES INTRA-PERES
POIDS ADULTE, SOUCHE "J 11", 1968

Source de variation	Degrés de liberté	F
Sexes	1	197,79 **
Mères intra-pères	16	7,36 **
Interaction mère x sexe intra-pères	16	4,31 **
Résiduelle	481	

- Tableau 20 -

ANALYSE DE VARIANCE PAR SEXES ET FAMILLES DE MERES INTRA-PERES,
POIDS ADULTE, SOUCHE "M 77", 1968

Source de variation	Degrés de liberté	F
Sexes	1	1 371,81 **
Mères intra-pères	24	5,17 **
Interaction mère x sexe intra pères	24	3,44 **
Résiduelle	575	

- Tableau 21 -

ANALYSE DE VARIANCE PAR SEXES ET FAMILLES DE MÈRES INTRA-PÈRES,
POIDS ADULTE, SOUCHE "M 11", 1966

Source de variation	Degrés de liberté	L
Sexes	1	1 087,00 **
Mères intra-pères	93	7,48 **
Interaction mère x sexe intra-pères	93	1,82 **
Résiduelle	2 525	

L'ensemble des résultats contenus dans les tableaux 18 à 21 permet de conclure que l'interaction mère x sexe intra-père est toujours significative pour le poids à l'âge adulte, le degré de signification étant dans l'ensemble plus élevé que pour l'interaction pères x sexe.

Pour le seul cas étudié à l'âge de 8 semaines (population "Jouy" 1967), l'interaction mères x sexe apparaît significative au seuil 5 p. cent, alors que, la même année, l'interaction pères x sexe n'était pas significative. Dans l'ensemble, ceci paraît confirmer que les variations entre mères pour le dimorphisme sexuel sont plus importantes que celles entre pères, en accord avec les observations d'autres auteurs (SHAKLEE et al., 1952).

III - DIFFERENCES ENTRE SOUCHES.

A. Interaction souches x sexe.

L'étude faite comprend 3 souches de Jouy-en-Josas pour l'année 1963 (Souches "Jouy", L 22, Faverolles), Comprenant au total 2 272 femelles et 2 254 mâles, l'analyse d'interaction souche x sexe était faite sur le poids à l'âge de 8 semaines, en tenant compte des nombres inégaux dans les sous-groupes.

En ce qui concerne les données du Magneraud, nous avons choisi celles se rapportant à l'année 1968. Elles comprenaient trois types de souches : 7 souches "pondeuses" légères, 6 "femelles chair" (trois "normales", trois "naines" fixées pour le gène dw), enfin 6 souches lourdes "mâles chair". L'analyse, portant sur le poids adulte, comprend au total 23 728 individus, dont 4 867 mâles et 18 861 femelles.

A Jouy comme au Magneraud, chaque souche était placée dans un local distinct, mais les conditions d'élevage de toutes les souches dans chaque comparaison étaient rendues aussi voisines que possible.

Pour le poids à 8 semaines, les moyennes par souche et sexe et leur rapport ont déjà été indiqués (tableaux 6, 8, 10).

Quant au poids adulte, l'analyse d'interaction souches x sexes était faite pour chaque groupe de souches séparément, mettant à part les "naines". Le tableau 22 montre que dans les souches pondeuses, le dimorphisme sexuel est plus élevé ($\frac{x_{\text{♀♀}}}{x_{\text{♂♂}}} = 0,73$) que dans les autres types. Pour les souches naines

ce dimorphisme est diminué (0,88) ainsi que pour les souches lourdes (rapport égal à 0,83 dans l'ensemble). Cependant, la signification à attribuer à ces différences est douteuse, le taux d'élimination des mâles après 8 semaines étant sensiblement

différent suivant le groupe. Nous nous limiterons donc dans ce qui suit aux comparaisons à taux voisin d'élimination des coquelets, à l'intérieur de chaque groupe de souches.

- TABLEAU 22 -

MOYENNES ET VARIANCES DU POIDS A L'AGE ADULTE POUR 3 TYPES DE
SOUCHES DU MAGNERAUD, ANNEE 1968

		♂♂			♀♀			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
		n	$\bar{x}$ (g)	V	n	$\bar{x}$ (g)	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
Souches "pondeuses"	M11 B	121	2 874	74 163	338	2 304	63 030	0,830	0,841
	M33	293	3 097	112 172	697	2 387	117 849	0,770	1,050
	M33 "claire"	372	3 221	89 072	1 446	2 339	62 433	0,726	0,700
	M77	287	3 201	101 271	693	2 399	67 435	0,749	0,665
	M88	271	2 877	96 970	732	2 205	67 163	0,766	0,692
	M99	1 136	3 085	99 610	3 629	2 217	67 139	0,718	0,674
	S11	371	3 070	100 632	1 208	2 260	47 670	0,736	0,473
	Total	2 851	3 085	*98 527	8 743	2 273	*67 269	0,737	0,682
Souches "femelles chair" normales"	A77	415	4 059	159 332	2 571	3 073	163 175	0,758	1,024
	T44	291	3 273	79 966	515	2 449	68 237	0,748	0,853
	J55	172	2 405	56 923	802	1 827	47 373	0,759	0,832
	Total	878	3 471	113 011*	3 888	2 733	126 739*	0,787	1,121

(Intra-souches)

./...

Type	Souches	♂♂			♀♀			$\bar{x}$ ♀♀	V ♀♀
		n	$\bar{x}$ (g)	V	n	$\bar{x}$ (g)	V	$\bar{x}$ ♂♂	V ♂♂
Souches "femelles chair" "naines"	J11	251	2 853	89 890	883	2 497	62 538	0,875	0,695
	J77P	162	2 678	65 266	798	2 397	52 982	0,895	0,811
	J22	191	2 633	87 150	602	2 326	57 193	0,833	0,656
	Total	604	2 737	+82 429	2 283	2 417	+57 789	0,883	0,701
Souches "lourdes" "mâles chair"	I77P	130	4 257	88 684	798	3 511	113 501	0,824	1,279
	I77S	131	3 971	127 750	955	3 417	138 891	0,861	1,087
	199S	124	4 258	100 930	1 042	3 426	121 090	0,804	1,199
	199B	56	4 378	65 260	425	3 604	142 937	0,823	2,190
	144	58	4 012	68 191	371	3 381	111 467	0,842	1,634
	166	35	3 795	81 040	356	3 218	98 780	0,848	1,218
	Total	534	4 143	*96 009	3 947	3 437	123 287+	0,825	1,284

* (Intra-souches)

La variance intra-souche est plus élevée chez les mâles que chez les femelles dans les souches pondeuses et "femelles chair naines", mais non pour les "femelles chair normales" et les "mâles chair".

Quant au résultat de l'analyse de variance avec les facteurs contrôlés "souche" et "sexe", nous indiquons seulement, au tableau 23, la variance "interaction" en regard de la variance "résiduelle", pour chaque groupe de souches.

- TABLEAU 23 -

ANALYSE DE LA VARIANCE INTERACTION SOUCHES X SEXES

Souches	Caractères analysés	Source de variation	d.l.	F
Souches de Jouy-en-Josas	Poids à 8 semaines	Interaction souche x sexe résiduelle	2 4 520	2,883 *
Magneraud 7 souches "pondeuses"	Poids adulte	Interaction souche x sexe résiduelle	6 11 580	34,210 **
Magneraud 3 "femelles chair" normales	Poids adulte	Interaction souche x sexe résiduelle	2 4 760	60,090 **
Magneraud 3 "femelles chair" naines	Poids adulte	Interaction souche x sexe résiduelle	2 2 881	3,638 **
Magneraud 6 "mâles chair"	Poids adulte	Interaction souche x sexe résiduelle	5 4 469	6,609 **
Magneraud comparaison entre les 3 types de souches "normales"	Poids adulte	Interaction souche x sexe résiduelle	2 20 824	14,372 **

On constate que l'interaction souches x sexes est significative à l'âge adulte dans tous les cas étudiés.

B. Test d'homogénéité du rapport de la variance des ♂♂ à celle des ♀♀ suivant la souche.

1. Méthodes.

La méthode que nous proposons ici permet de comparer les populations deux à deux.

Soient 2 souches A et B

Soient σ_{IA}^2 , σ_{2A}^2 respectivement la variance

observée des ♂ et des ♀ pour un caractère donné, dans la souche A, les variances étant basées respectivement sur ν_{IA} et ν_{2A} degrés de liberté, et de même avec l'indice B pour la souche B.

Soit f la vraie valeur dans la population supposée infinie du rapport de la variance des ♂ à celle des ♀, f étant supposé le même pour les deux souches.

Le rapport $F_A = \frac{\sigma_{IA}^2}{f \sigma_{2A}^2}$ suit une loi de FISHER-

SNEDECOR à ν_{1A} et ν_{2A} degrés de liberté. Si ν_{1A} et ν_{2A} sont grands, la quantité $z_A = \frac{1}{2} L(F_A)$ est à peu près distribuée normalement (KENDALL, 1964), avec les moments :

$$\begin{cases} M_A = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\nu_{2A}} - \frac{1}{\nu_{1A}} \right) \\ \sigma_A^2 = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\nu_{1A}} + \frac{1}{\nu_{2A}} \right) \end{cases}$$

Par conséquent, $t_A = \frac{z_A - M_A}{\sigma_A}$ est une variable normale

réduite. Elle est fonction de f , dont la vraie valeur est inconnue ; mais f disparaît dans l'expression de $Z_A - Z_B$ qui peut aussi s'écrire $Z'_A - Z'_B$, en appelant Z'_A et Z'_B les quantités $\frac{1}{2} L(F'A)$

et $\frac{1}{2} L (F'B)$ avec :

$$F'A = \frac{\sigma_1^2 A}{\sigma_2^2 A} \quad F'B = \frac{\sigma_1^2 B}{\sigma_2^2 B}$$

Cette quantité est une variable normale (différence de deux variables normales $z'A$ et $z'B$), et par conséquent l'expression $Z'_A - Z'_B - (M_A - M_B)$ calculable à partir des données est

$$\frac{\sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_B^2}}$$

une variable normale réduite.

Faute de fournir un test global d'homogénéité du rapport des variances lorsqu'il y a plus de 2 populations en présence, cette méthode permet néanmoins de suggérer certaines conclusions à partir des comparaisons faites entre tous les groupes pris deux à deux.

2. Matériel.

Le matériel étudié comprend les 3 souches de Jouy-en-Josas pour le poids à l'âge de 8 semaines, et les trois types de souches du Magneraud à l'âge adulte.

Les tableaux 24 à 27 testent respectivement l'homogénéité du rapport de la variance dans les deux sexes parmi les souches de Jouy-en-Josas, les souches "ponte" du Magneraud entre elles, les souches "femelle chair" entre elles (1), enfin entre les groupes de souches spécialisées comme "pondeuses", "femelles chair", "mâle chair" (à l'exclusion des souches naines dw dont le dimorphisme sexuel diffère nettement des autres).

(1) Les souches "mâles chair", de même que les "♀ chair dw", n'avaient pas un effectif suffisant de mâles gardés pour être comparées individuellement.

Le rapport de la variance du poids dans les deux sexes diffère de façon hautement significative entre la souche "Jouy" et les deux autres (tableau 24).

- TABLEAU 24 -

HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂ A CELLE DES ♀
POIDS A 8 SEMAINES

Souches	Rapport de la variance		Degrés de liberté des variances		Comparaison
	V ♀♀	V ♂♂	♀♀	♂♂	
1 = L22	1	0,852	549	578	1 et 2 : t = 0,861 (N.S.)
2-Faverolles	2	0,758	376	368	2 et 3 : t = 2,605 (P<0,01)
3 Jouy	3	0,567	1 344	1 311	1 et 3 : t = 5,124 (P<0,001)

Le tableau 25 montre qu'entre souches pondeuses, il y a certaines différences hautement significatives concernant le rapport de la variance chez les deux sexes : La souche M 33 élevée en lumière artificielle présente un rapport différent significativement de celui de toutes les autres souches. Par contre, entre les souches M 33 (élevée en lumière naturelle), M88, M99 et M77, il n'y a pas de différences significatives. Enfin, toutes les autres souches diffèrent significativement de la souche S 11.

- TABLEAU 25 -

HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂ A CELLE DES ♀ :

SOUCHES PONDEUSES

DU MAGNERAUD 1968

(poids adulte)

Souches	Rapport de la variance $V_{♀♀}$ $V_{♂♂}$ classé dans l'ordre décrois- sant	Degré de liberté des variances		Comparaison
		♀♀	♂♂	
1 = M33 (élevage en lumière artificielle)	1,650	697	293	1 - 2 t = 3,29 (P < 0,001)
2 = M33 (élevage en lumière naturelle)	0,700	1446	372	2 - 3 t = 0,1 (N. S.)
3 = M88	0,692	732	271	2 - 4 t = 0,41 (N. S.)
4 = M99	0,674	3629	1136	2 - 5 t = 0,40 (N. S.)
5 = M77	0,665	693	287	5 - 6 t = 5,35 (P < 0,001)
6 = S11	0,473	1207	370	

Les deux souches "chair" comparées ne présentent pas de différence décelable.

- TABLEAU 26 -

HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂ A CELLE DES ♀,
SOUCHES CHAIR "NORMALES" - (POIDS ADULTE) -

Souches	Rapport de la variance $\frac{V \text{ ♀♀}}{V \text{ ♂♂}}$	Degrés de liberté des variances		Comparaison des rapports de variances	
		♀♀	♂♂	t	signifi- cation
A 77	1,024	2 571	415	1,43	P < 0,2
L 44	0,853	515	291		

Quant aux groupes de souches de spécialisation différente comparés entre eux, les souches lourdes montrent un rapport des variances qui diffère de façon hautement significative des autres types, ces derniers étant assez voisins les uns des autres (tableau 27). Nous avons voulu présenter cette comparaison d'ensemble, mais son interprétation est difficile du fait de l'hétérogénéité à l'intérieur de certains groupes.

- TABLEAU 27 -

TEST D'HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂ A CELLE DES ♀
SUIVANT LES 3 TYPES DE SOUCHES DU MAGNERAUD (PONDEUSES, FEMELLES
CHAIR, NORMALES, FEMELLES CHAIR NAINES, MALES CHAIR LOURDES).

POIDS ADULTE

Types	Rapport de la variance $\frac{V \text{ ♀♀}}{V \text{ ♂♂}}$ (classé par ordre décroissant)	Degrés de liberté des variances		Comparaison
		♀♀	♂♂	
Lourdes ("mâles chair")	1 - 1,063	3 946	533	1-2' t=4,10 P<0,001
Femelles (chair) normales	2 - 0,753	3 887	877	2-3 t=1,08 P<0,400
Femelles (chair) naines	3 - 0,678	2 282	603	2-4 t=1,72 P<0,100
Pondeuses	4 - 0,665	8 742	2 850	3-4 t=0,27 non signi- catif.

ETUDE DE SOUCHES PURES ET DE LEURS CROISEMENTS DU POINT DE VUE
DU DIMORPHISME SEXUEL

MATERIEL

1. Données de la Station de Recherches Avicoles (C.R.V.Z., Nouzilly)

Il s'agissait de croisements élevés en 1968 entre une souche dérivée des Leghorns (L22) et une souche dérivée de Rhode-Island (M55).

60 coqs (30 de la souche L22, 30 M55) étaient utilisés comme reproducteurs, chacun avec 3 poules de chaque souche. Les coqs étaient interchangeés dans une 2ème période pour que chaque ♀ soit accouplée à un ♂ de chaque lignée. On obtenait ainsi des descendants des deux souches parentes et des deux croisements réciproques à l'intérieur du même parquet de reproduction pedigree.

Les poids à l'âge de 6 et 12 semaines étaient enregistrés. Les effectifs à 6 et à 12 semaines sont respectivement égaux à 1 709 et 2 089 pour les ♀♀, à 1 755 et 2 081 pour les ♂♂. (Les effectifs plus faibles à 6 semaines proviennent de ce que nous utilisons des données analysées pour d'autres fins, dans lesquelles des familles peu nombreuses n'avaient pas été mesurées à cet âge).

2. Données de la Station du Magneraud.

Elles comprennent des croisements entre deux souches, M22 (Wyandotte blanche) et M44 (Rhode-Island rouge). Chaque souche était subdivisée en une lignée "légère" et une lignée "lourde" et la comparaison des souches et de leurs croisements était faite d'une part chez les animaux "légers", de l'autre chez les "lourds".

METHODES ET RESULTATS.

Nous présentons successivement :

a) Une étude de la différence entre le poids moyen chez les mâles et chez les femelles suivant la souche ou le croisement, par une analyse de variance avec les facteurs contrôlés "sexe" et "groupe génétique" (souche ou croisement), pour tester en particulier l'interaction sexe-groupe.

b) Un test d'homogénéité de la différence de variance entre ♂♂ et ♀♀ suivant le groupe génétique est établi selon la méthode décrite plus haut.

c) Nous comparons enfin la supériorité du croisement sur la moyenne des deux souches parentales par sexe, en considérant pour chaque sexe la quantité :

$$\frac{\bar{x}_c - \bar{x}_p}{\bar{x}_p} \times 100$$

avec $\bar{x}_c$ = poids moyen du croisement.

$\bar{x}_p$ = demi-somme des poids moyens des deux souches parentales.

1. Données de la Station de Recherches Avicoles.

Le tableau 28 résume les principaux résultats relatifs aux souches L 22 et M 55 et à leurs croisements.

DIMORPHISME SEXUEL A 6 et 12 SEMAINES POUR DES SOUCHES PURES ET LEURS

CROISEMENTS

Données de la Station de Recherches Avicoles.

Ages	Souches ou croisements	♀♀				♂♂				$\frac{\bar{x} \text{ } \text{♀♀}}{\bar{x} \text{ } \text{♂♂}}$	$\frac{V \text{ } \text{♀♀}}{V \text{ } \text{♂♂}}$
		n	$\bar{x}$ (g)	variance	Coeffi- cient de variation	n	$\bar{x}$ (g)	variance	Coeffi- cient de variation		
6 sem.	L 22	442	354,6	4 036	18,42	476	402,6	4 762	17,130	0,880	0,847
	♂ M 55 x ♀ L 22	538	433,9	3 413	13,46	569	492,2	6 244	16,050	0,881	0,546
	♂ L 22 x ♀ M 55	394	402,9	5 111	15,75	375	464,7	8 719	20,090	0,867	0,586
	M 55	335	457,0	6 190	16,18	335	510,1	9 376	18,940	0,895	0,600
12 sem.	L 22	559	963,9	7 883	10,18	539	1202,0	20 999	12,050	0,801	0,375
	♂ M 55 x ♀ L 22	611	1127,2	19 774	9,41	633	1429,8	28 725	8,360	0,788	0,688
	♂ L 22 x ♀ M 55	470	1082,2	19 038	9,61	458	1392,1	27 628	8,470	0,777	0,689
	M 55	449	1184,4	23 523	9,18	451	1525,0	48 728	8,090	0,776	0,482

a) Il montre que le poids des M55 est toujours le plus élevé, et celui des L22 le plus faible. Les croisements réciproques entre souches parentales montrent une supériorité du croisement dont la mère est L22. Ceci est valable pour les mâles comme pour les femelles, à l'âge de 6 semaines aussi bien qu'à 12 semaines, et peut s'expliquer soit par l'existence d'effets maternels, soit par l'effet de gènes liés au sexe.

L'analyse de variance montre une différence hautement significative entre les 4 groupes et entre les deux sexes.

D'autre part, à l'âge de 6 semaines, le tableau 24 montre que le rapport du poids moyen des ♀♀ à celui des ♂♂ varie entre 0,867 et 0,895. L'analyse de variance suggère que ces rapports reflètent des différences réelles, le rapport de la variance interaction sexe x groupe à la variance résiduelle étant égal à 2,419 ($P < 0,10$).

A 12 semaines, le rapport du poids des ♀♀ à celui des ♂♂ varie suivant le groupe entre 0,776 et 0,801. Le rapport de la variance interaction à la variance résiduelle est égal à 19,45 ($P < 0,001$).

Le tableau 29 résume l'analyse de variance aux deux âges.

- TABLEAU 29 -

ANALYSE DE VARIANCE DU POIDS A L'AGE DE 6 ET 12 SEMAINES PAR SEXE
ET PAR GROUPE (SOUCHES PURES ET LEURS CROISEMENTS)

Données de la station de Recherches Avicoles

Source de variation	Poids à 6 semaines		Poids à 12 semaines	
	Degrés de liberté	F	Degrés de liberté	F
Entre sexes	1	442,41 **	1	3 784,39 **
Entre groupes	3	203,55	3	579,16 **
Interaction groupes x sexe	3	2,41	3	19,67 **
Résiduelle	3 456	-	4 162	-

* Significatif au seuil 5 pour cent.

** " " " 1 pour cent.

b) Homogénéité du rapport de la variance entre les 2 sexes suivant le groupe.

Le rapport de la variance des ♀♀ à celle des ♂♂ varie entre 0,546 et 0,847 suivant le groupe considéré à l'âge de 6 semaines, et entre 0,375 et 0,689 à l'âge de 12 semaines.

Un test d'homogénéité de la différence de variance entre ♂♂ et ♀♀ suivant la souche ou le croisement figure dans les deux tableaux suivants (Tableaux 30 et 31).

- TABLEAU 30 -

TEST D'HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂♂ A CELLE DES ♀♀ de DEUX SOUCHES
PURES ET DE LEURS CROISEMENTS RECIPROQUES (Poids à 6 semaines).

Souches ou croisements	Rapport des variances $\frac{V_{\text{♀♀}}}{V_{\text{♂♂}}}$	Degrés de liberté		Comparaison	t	Signification
		♂♂	♀♀			
1 = L 22	0,847	475	441	1 - 3	2,727	$P \approx 0,005$
2 = ♂ M55 x ♀ L22	0,546	568	537	2 - 3	0,533	NS
3 = ♂ L22 x ♀ M55	0,586	374	393	1 - 2	3,547	$P < 0,001$
4 = M 55	0,600	334	334	1 - 4	2,400	$P < 0,025$
				2 - 4	0,605	NS
				3 - 4	0,253	NS

- TABLEAU 31 -

TEST D'HOMOGENEITE DU RAPPORT DE LA VARIANCE DES ♂♂ A CELLE DES ♀♀ SUIVANT LA SOUCHE OU LE CROISEMENT (Poids à 12 semaines).

Souches ou croisements	Rapport des Variances $\frac{V \text{ } \text{♀♀}}{V \text{ } \text{♂♂}}$	Degrés de liberté des variances		Comparaison	t	Signification
		♂♂	♀♀			
1 - L 22	0,375	539	559	1 - 4	1,973	$P \approx 0,050$
2 - croisement ♂ M55 x ♀ L22	0,688	633	611	2 - 3	0,011	N.S.
3 - croisement ♂ L22 x ♀ M55	0,689	458	470	1 - 2	5,029	$P < 0,001$
4 - M55	0,482	451	449	4 - 2	2,865	$P < 0,005$
				1 - 3	2,120	$P \approx 0,02$
				3 - 4	1,180	N.S.

A 6 semaines, les souches pures diffèrent de façon significative au seuil 5 p. cent pour le rapport de la variance dans les 2 sexes.

Par contre, les croisements réciproques ne montrent de différence significative ni entre eux, ni avec le parent M55.

A 12 semaines, il y a de nouveau une différence significative au seuil 5 p. cent entre les deux souches parentales. Les deux croisements ne diffèrent pas entre eux, mais ils s'écartent notablement des souches parentales ($P < 0,001$ et $P < 0,005$).

c) Nous avons enfin comparé le poids à 6 et 12 semaines par sexe, pour les croisements comparés à la demi-somme des souches parentales (tableau 32).

- TABLEAU 32 -

POIDS A 6 ET 12 SEMAINES DES CROISEMENTS PAR SEXE, COMPARE A LA DEMI-SOMME DES SOUCHES PARENTALES.

Age	♀♀			♂♂		
	Demi-somme des souches parentales (g)	Ecart des croisements à la demi-somme des souches parentales (%)		Demi-somme des souches parentales (g)	Ecart des croisements à la demi-somme des souches parentales (%)	
		♂M55 x ♀L22	♂L22 x ♀M55		♂M55x♀L22	♂L22x♀M55
6 sem.	405,8	+ 6,90	- 0,29	456,3	+ 7,82	+ 1,90
12 sem.	1074,2	+ 4,93	+ 0,07	1363,5	+ 4,86	+ 2,09

D'une façon générale, l'effet du croisement apparaît plus grand chez les mâles.

2. Données du Magneraud.

Le tableau 33 donne les poids à 8 semaines par sexe, leur rapport et leur différence pour une souche de Rhode (M44), une souche de Wyandotte (M22) et leurs croisements réciproques. Le tableau 34 contient les données analogues pour deux souches d'origine voisine mais de poids plus élevé.

- TABLEAU 33 -

DONNEES DU MAGNERAUD : DIMORPHISME SEXUEL A 8 SEMAINES POUR 2 SOUCHES ET LEURS CROISEMENTS (VARIETES "LEGERES")

Souches et croisements	Poids moyen en g.		Rapport de la moyenne des ♀♀ à celle des ♂♂	Différence ♂♂ - ♀♀
	♂♂	♀♀		
M22 (Wyandotte blanche)	797,7	696,4	0,873	101,3
M44 (R.I.R.)	799,3	680,9	0,851	118,4
♂♂ M 44 x ♀♀ M22	736,7	627,8	0,852	108,9
♂♂ M 22 x ♀♀ M44	779,6	663,9	0,851	115,7

- TABLEAU 34 -

DONNEES DU MAGNERAUD : DIMORPHISME SEXUEL A 8 SEMAINES POUR 2 SOUCHES ET LEURS CROISEMENTS (VARIETES "LOURDES").

Souches et croisements	Poids moyen en g.-----		Rapport de la moyenne des ♀♀ à celle des ♂♂	Différence ♂♂ - ♀♀
	♂♂	♀♀		
Wyandottes blanches (lourdes)	823,9	724,0	0,878	99,9
R.I.R. (lourdes)	886,7	757,9	0,855	128,8
♂ R.I.R. x ♀ Wyandotte blanche	768,5	664,7	0,864	103,8
♂ Wyandotte blanche x ♀ R.I.R.	829,6	718,4	0,866	111,2

Le rapport du poids moyen des ♀♀ à celui des ♂♂ apparaît légèrement plus élevé dans les souches lourdes que dans les autres. D'autre part, les Wyandottes montrent toujours un rapport supérieur à celui des autres groupes.

L'analyse de variance n'a pas été faite dans ce cas, où les données individuelles n'étaient pas disponibles.

CHAPITRE 3

CORRELATIONS AVEC D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS

INTRODUCTION.

Seul à notre connaissance, BUVANENDRAN (1969) a abordé le sujet des corrélations génétiques entre le dimorphisme sexuel et d'autres caractères quantitatifs importants du point de vue économique chez la Poule. Sur une souche de Leghorns blanches non sélectionnée, 811 poussins, issus de 24 pères et 288 mères, ont été pesés individuellement à l'âge de 10 semaines. La différence de poids entre les deux sexes est déterminée pour chaque famille de frères-soeurs, en retranchant la moyenne des descendants femelles de celle des descendants mâles. Les autres caractères étudiés sont le poids moyen de tous les oeufs pondus jusqu'à l'âge de 30 semaines, et le nombre d'oeufs pondus jusqu'à l'âge de 44 semaines.

L'auteur constate d'abord que la corrélation génétique entre le poids des femelles et le poids des mâles à 10 semaines est de $0,586 \pm 0,170$. La valeur de cette corrélation pourrait indiquer l'existence d'une interaction génotype x sexe relativement considérable à cet âge.

Les corrélations génétiques entre le dimorphisme sexuel (M - F) et le poids des mâles, le poids des femelles, le poids des oeufs ou le nombre d'oeufs sont respectivement $+ 0,690 \pm 0,154$; $0,062 \pm 0,196$; $+ 0,591 \pm 0,167$; $+ 0,135 \pm 0,195$.

Le coefficient de corrélation avec le poids des mâles est très élevé et positif, alors que le poids des femelles montre une corrélation génétique pratiquement nulle. Cela semble indiquer que la sélection pour le dimorphisme sexuel devrait augmenter le poids des mâles sans modifier celui des femelles. D'autre part, la corrélation entre le dimorphisme sexuel et le poids des oeufs est appréciable et positive. La sélection pour le dimorphisme sexuel

pourrait donc conduire à une augmentation du poids moyen des oeufs sans augmenter le poids des poulettes. Au contraire, la corrélation entre le dimorphisme sexuel et le nombre d'oeufs n'est pas importante.

La valeur estimée de l'héritabilité (h^2) pour le dimorphisme sexuel est $0,267 \pm 0,150$. Quoique cette valeur ne soit pas significativement différente de zéro, elle suggère la possibilité de réponse à une sélection pour ce caractère.

MATERIEL ET METHODES.

Le matériel utilisé est constitué d'abord par quatre années du troupeau de Jouy-en-Josas.

Nous y étudions les corrélations phénotypiques, sur une base intra-années, entre le dimorphisme sexuel du poids à 8 semaines (différence moyenne de poids entre les deux sexes dans une famille de frères-soeurs) et les 5 caractères suivants.:

- nombre d'oeufs pondus à l'âge de 44 semaines
- poids moyen des oeufs au même âge (moyenne des 15 derniers jours)
- âge à la ponte du 1er oeuf
- poids des femelles
- poids des mâles.

Nous avons aussi évalué la corrélation phénotypique entre le poids moyen des mâles et celui des femelles au même âge, dans chaque famille de frères-soeurs.

Concernant les souches du Magneraud, nous avons eu la possibilité d'étudier le dimorphisme sexuel par familles de frères soeurs à l'âge de 8 semaines, mais aussi à l'âge adulte, pour les années 1966 et 1967 de la souche M 11 (Wyandotte blanche) où aucune élimination volontaire de mâles n'avait été faite jusqu'à l'âge adulte. L'année 1966 comporte 233 familles de mères et

l'année 1967 en comporte 133.

Les caractères étudiés dans cette souche en corrélation avec le dimorphisme sexuel à l'un ou l'autre âge sont les suivants :

- âge au 1er oeuf
- intensité de ponte d'automne et d'hiver (de l'entrée en ponte au 31-12)
- pourcentage d'éclosion par rapport aux oeufs fertiles
- pourcentage de fertiles par rapport aux oeufs mis en incubation
- poids des mâles
- poids des femelles

Nous avons, d'autre part, estimé la corrélation phénotypique entre le dimorphisme sexuel à chacun des deux âges mentionnés.

RESULTATS.

Le tableau 35 montre les corrélations entre le dimorphisme sexuel à l'âge de 8 semaines et les autres caractères quantitatifs sur les données de Jouy.

(1) Nombre de familles de frères-sœurs.

Avec le nombre d'oeufs, les corrélations sont faibles, variant entre - 0,210 et 0,149. La corrélation globale intra-années est égale à 0,007, non significative.

Avec l'âge au 1er oeuf, les corrélations par année varient entre - 0,358 et + 0,033. Quoique l'année 1965 présente une corrélation négative significative, la corrélation globale intra-année est très faible, égale à - 0,06.

Le poids des oeufs présente une corrélation positive, mais faible, avec le dimorphisme.

Seule la corrélation avec le poids des mâles est toujours nettement positive et hautement significative, celle avec le poids des femelles étant faible.

Quant aux corrélations phénotypiques entre le poids des femelles et celui des mâles, elles sont toujours positives et hautement significatives dans tous les cas.

Le tableau 36 présente les résultats du Magneraud (souche M 11) aux deux âges, 8 semaines et adulte.

- TABLEAU 36 -

CORRELATION PHENOTYPIQUE ENTRE LE DIMORPHISME SEXUEL A 8 SEMAINES OU A L'AGE ADULTE
ET 7 CARACTERES - SOUCHE M 11 DU MAGNERAUD.

2 ^e Caractère	8 semaines			adulte	
	1966 (n=233 fa- milles de frères-soeurs)	1967 (n = 133)	ensemble	1966 (n = 233)	1967 (n = 133) ensemble
Age au 1er oeuf	0,005	0,122	0,030	0,189**	0,297** 0,220**
Intensité de ponte	0,089	- 0,018	0,060	- 0,350**	- 0,122 - 0,290**
Poids des oeufs	- 0,087	0,167	- 0,060	- 0,232**	0,128 - 0,120*
% éclos/fertiles	- 0,051	- 0,067	- 0,050	- 0,126*	- 0,096 - 0,110*
% fertiles/incubés	0,115	0,075	0,080	- 0,164*	- 0,120 - 0,110*
Poids des ♂♂	0,693**	0,667**	0,680**	0,548**	0,723** 0,590**
Poids des ♀♀	- 0,118	- 0,124	- 0,120*	0,097	- 0,177* 0,024
Poids des ♂♂ avec poids des ♀♀	0,606**	0,693**	0,620**	0,458**	0,548** 0,478**

* seuil 5 %
** seuil 1 %

Les corrélations avec le dimorphisme sexuel à l'âge de 8 semaines, comme sur les données de Jouy, ne sont appréciables et significatives qu'avec le poids des mâles.

La corrélation entre poids des femelles et poids des mâles est hautement significative, à cet âge, dans les deux années étudiées.

Le dimorphisme sexuel du poids adulte, par contre, montre :

- une corrélation positive avec l'âge au 1er oeuf de + 0,22
($P < 0,01$)
- une corrélation négative avec l'intensité de ponte de - 0,29
($P < 0,01$)
- une corrélation négative avec le poids des oeufs de - 0,12
($P < 0,05$)
- une corrélation négative avec les taux de fertilité et d'éclosion

La corrélation avec le poids des femelles est négligeable, mais celle avec le poids des mâles est importante, comme dans les cas précédents.

Les corrélations entre le poids des mâles et le poids des femelles sont aussi positives et hautement significatives.

A la suite des résultats concernant spécialement l'intensité de ponte et l'âge au 1er oeuf, dont les corrélations avec le dimorphisme adulte étaient hautement significatives, nous avons calculé les corrélations partielles correspondants, à poids des femelles fixé.

Le tableau 37 indique les résultats obtenus, ainsi que la corrélation directe entre le poids des $\varphi\varphi$ et les deux caractères de ponte considérés.

- TABLEAU 37 -

CORRELATION PARTIELLE DU DIMORPHISME SEXUEL ADULTE
 AVEC DEUX CARACTERES DE PONTE, A POIDS DES ♀♀ FIXE, SOUCHE
 M11 du MAGNERAUD

Années	Corrélation directe avec le poids des ♀♀		Corrélation partielle avec le dimorphisme, à poids de ♀♀ fixé	
	Intensité de ponte	Age au 1er oeuf	Intensité de ponte	Age au 1er oeuf
1966 (n = 233 familles de frères-soeurs)	0,479**	- 0,269**	- 0,519**	0,223**
1967 n = 133	- 0,094	- 0,170*	- 0,141	0,275**
groupé n = 366	0,390**	- 0,240**	- 0,330**	0,235**

- CHAPITRE 4 -

ESTIMATIONS D'HERITABILITES ET DE CORRELATIONS GENETIQUES
RELATIVES AU DIMORPHISME SEXUEL.

MATERIEL ET METHODES.

I - Estimation des héritabilités dans chaque sexe
séparément.

L'analyse est basée sur la méthode décrite par KEMPTHORNE (1957) pour les nombres inégaux. Elle est faite pour le poids à 8 semaines de chaque sexe séparément dans deux années de la population de JOUY éclosée au printemps (1966 et 1967).

En 1966, 7 pères accouplés à 16 mères donnaient 72 descendants de chaque sexe.

En 1967, 13 pères accouplés à 38 mères ont donné 160 descendants de chaque sexe.

2 - Héritabilité du dimorphisme sexuel.

La variable étudiée, représentant le dimorphisme sexuel, est la différence, pour chaque mère, entre le poids moyen des descendants mâles à un âge donné et celui des descendants femelles. Des nombres égaux ont été gardés pour les deux sexes dans chaque famille.

La méthode est celle utilisée par KINNEY et SHOFFNER (1965) et BUVANENDRAN (1969).

Le modèle mathématique est le suivant :

$$\bar{p}_{ij} = u + s_i + d_{ij} + E_{ij}$$

où $\bar{p}_{ij}$ est la valeur observée pour la variable attachée à la je mère et au i^e père

u est la moyenne de la population

s_i est un effet commun aux descendants du i^e père

d_{ij} " " de la je mère accouplée au i^e père

E_{ij} un écart aléatoire provenant de l'échantillonnage des descendants de la j^e mère.

Le tableau d'analyse de la variance est le suivant :

- TABLEAU 38 -

Source de variation	Degrés de liberté	Espérance mathématique de la variance
Pères	$S - 1$	$K_2 \sigma_e^2 + \sigma_d^2 + K_3 \sigma_s^2$
Mères intra pères	$d - s$	$K_1 \sigma_e^2 + \sigma_d^2$

Dans ce tableau, σ_e^2 , σ_d^2 , σ_s^2 représentent respectivement les composantes "résiduelle", "mère" et "père" de la variance, d et s sont respectivement les nombres de mères et de pères, K_1 , K_2 et K_3 sont des coefficients calculés d'après les formules indiquées par KINNEY et SHOFFNER (1965).

Pour σ_e^2 , nous utilisons le mode d'estimation proposé par BUVANENDRAN (1969) :

$$\sigma_e^2 (1-2) = \sigma_{(1)}^2 + \sigma_{(2)}^2 - 2 \text{ cov } (12)$$

(1) et (2) correspondant respectivement aux mâles et aux femelles en tenant compte de ce que l'espérance mathématique de cov (12) est nulle, $\sigma_{(1)}^2$ et $\sigma_{(2)}^2$ étant estimés à partir de l'analyse de variance faite séparément dans chaque sexe.

L'héritabilité du dimorphisme sexuel est alors donnée par

$$h^2 = \frac{4 \sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_d^2 + \sigma_e^2} ;$$

3 - Corrélations génétiques.

Les corrélations génétiques ont été calculées à partir des moyennes de mères selon le schéma utilisé par BUVANENDRAN (1969).

RESULTATS.

I - Composantes de la variance et héritabilités dans chaque sexe.

Elles sont contenues dans le tableau 39.

- TABLEAU 39 -

COMPOSANTES DE LA VARIANCE ET HERITABILITES DU POIDS A 8 SEMAINES
POUR CHAQUE SEXE SEPAREMENT - SOUCHE "JOUY" -

Année	Source de variation	Degrés de liberté	composante ♂ de la variance	hérita- bilité	composante ♀ de la variance	hérita- bilité
1966	pères	6	3,31	$h_s^2 = 0,03$	21,07	$h_s^2 = 1,00$
	mères intra pères	10	60,87	$h_D^2 = 1,45$	8,86	$h_D^2 = 0,42$
	résiduelle	55	104,60	$h_{D+s}^2 = 0,76$	54,33	$h_{D+s}^2 = 0,71$
1967	pères	12	35,35	$h_s^2 = 1,01$	28,16	$h_s^2 = 1,12$
	mères intra pères	26	14,10	$h_o^2 = 0,40$	16,11	$h_o^2 = 0,64$
	résiduelle	121	92,12	$h_{D+s}^2 = 0,70$	56,45	$h_{D+s}^2 = 0,88$
Ensemble (intra années)	pères	18	21,65	$h_s^2 = 0,60$	22,22	$h_s^2 = 0,97$
	mères intra pères	36	26,51	$h_D^2 = 0,74$	13,67	$h_o^2 = 0,60$
	résiduelle	176	95,88	$h_{D+s}^2 = 0,67$	55,79	$h_{D+s}^2 = 0,78$

On remarque, en particulier, que l'héritabilité basée sur la composante "père" de la variance (h_s^2) est moins élevée à proportion chez les mâles que chez les femelles. Ceci s'accorde avec les résultats de MERITT (1967).

2 - Héritabilité du dimorphisme sexuel à l'âge de 8 semaines.

Le tableau 40 indique les valeurs estimées des composantes de la variance et de l'héritabilité "père" (h_s^2).

- TABLEAU 40 -

COMPOSANTES DE LA VARIANCE ET HERITABILITE DU DIMORPHISME SEXUEL
POUR LE POIDS A 8 SEMAINES

Année	Source de variation	Degrés de liberté	Composantes de la variance	h_s^2
1966	pères	6	(- 13,01)	(- 1,30)
	mères intra pères	10	40,64	
1967	pères	12	3,57	0,36
	mères intra pères	26	40,26	
Ensemble (intra-années)	pères	18	(- 1,91)	(- 0,197
	mères	36	40,60	

La valeur négative trouvée en 1966 doit être attribuée à l'échantillonnage. Elle correspond à une faible variation, entre familles, de la différence de poids entre sexes, dont

l'héritabilité peut-être considérée comme nulle.

En 1967, une valeur positive est trouvée, comme pour BUVANENDRAN (1969). Il faut noter que YOSHIDA et COLLINS (1967) sur la caille japonaise, et EISEN et LEGATES (1966) sur la Poule, trouvent des valeurs faibles pour l'héritabilité de ce caractère.

3 - Corrélations génétiques.

a) Entre le poids des mâles et le poids des femelles.

Les valeurs estimées sont respectivement 2,48 pour 1966 (*) et 0,93 pour 1967 ; en regroupant les deux années sur une base intra-année, on obtient la valeur de 1,02.

Ce résultat traduit de toutes façons l'existence d'une corrélation positive importante et significative entre le poids moyen dans les deux sexes à 8 semaines ; des résultats analogues ont été déjà mentionnés par d'autres chercheurs (YOSHIDA et COLLINS 1967, HORTON et MC BRIDE 1964, BUVANENDRAN 1969).

b) Entre le dimorphisme sexuel et d'autres caractères.

Nous n'avons pas tenu compte des résultats de 1966, où le caractère "dimorphisme sexuel" présentait une composante "père" négative de la variance, ce qui enlevait d'avance toute signification aux corrélations génétiques estimées avec ce caractère.

Pour 1967, le tableau suivant indique les variances, covariances et corrélations génétiques basées sur la composante "père".

(*) - L'importante erreur d'échantillonnage attachée à cette estimation explique la valeur absolue supérieure à 1 obtenue ici.

- TABLEAU 41 -

CORRELATIONS GENETIQUES BASEES SUR LA COMPOSANTE "PERE" ENTRE
LE DIMORPHISME SEXUEL ET D'AUTRES CARACTERES EN 1967

Paramètre estimé	2 ^e caractère (autre que le dimorphisme sexuel)				
	poids des ♂♂	poids des ♀♀	nombre d'oeufs	poids moyen des oeufs	âge au 1 ^{er} oeuf
variance "père"	31,3	29,3	(-1,0)	434,1	29,2
covariance "père"	+ 5,4	+ 0,2	+ 11,0	+ 18,9	- 6,1
rg (corrélacion génétique)	+ 0,51	+ 0,02	- non estimé	+ 0,48	- 0,59

Pour cette année 1967, nos résultats s'accordent avec ceux de BUVANENDRAN, concernant le poids des ♂♂, celui des ♀♀ et le poids moyen des oeufs. Pour le nombre d'oeufs, nous n'avions pas d'estimation valable, du fait de l'estimation négative obtenue pour la variance "père" de ce caractère. Enfin, nos données apportent l'indication d'une corrélation génétique négative entre dimorphisme du poids à 8 semaines et âge au 1^{er} oeuf, corrélation de même signe que celle que nous observons au niveau phénotypique. Il en est d'ailleurs de même des autres caractères, où de toutes façons les corrélations phénotypiques sont moins variables que les corrélations génétiques, comme l'a déjà noté par exemple MERRITT (1967), et constituent en fin de compte une indication plus sûre.

- CHAPITRE 5 -

DISCUSSION ET CONCLUSIONS SUR LA IÈRE PARTIE

I - Existence de variations génétiques du dimorphisme sexuel pour le poids.

Nos résultats contribuent à mettre en évidence l'existence de variations génétiques de la différence du poids moyen entre sexes :

- Interactions souche x sexe hautement significatives pour le poids à 8 semaines (3 souches de JOUY) et adulte à l'intérieur des groupes de souches, notamment pondeuses, du MAGNERAUD. Il est possible que ces interactions correspondent à des différences génétiques entre populations : Nous avons indiqué que les conditions d'élevage étaient standardisées au maximum entre souches. D'autre part, en ce qui concerne les poids adultes, le pourcentage d'élimination des coqs après 8 semaines n'était pas très différent dans les souches comparées (valeurs extrêmes 60 et 74 p. cent chez les "pondeuses") de sorte que cela ne peut-être une cause très importante de variation du rapport du poids adulte des deux sexes. Une question d'échelle peut aussi être écartée : Il n'y a pas de relation visible, dans nos résultats, entre moyenne des deux sexes réunis et dimorphisme.

- Interactions père x sexe hautement significatives dans l'ensemble, à 4 et 8 semaines sur les données de JOUY-en-JOSAS, à l'âge adulte dans 3 souches du MAGNERAUD, enfin pour le "taux de croissance" entre 4 et 8 semaines.

- Interactions mère x sexe hautement significatives également, tant pour le poids à 8 semaines (données de JOUY) que pour le poids des animaux adultes.

- Observation, enfin, de différences entre croisements et populations parentales, ainsi que de légères différences entre croisements réciproques.

Les variations observées pour le dimorphisme sexuel sont donc, dans l'ensemble, nettes, mais, il est vrai, d'amplitude assez limitée, comme cela se traduit d'une autre façon par les valeurs d'héritabilité trouvées par nous et par d'autres chercheurs (YOSHIDA et COLLINS, 1967 ; BUVANENDRAN, 1969). A l'intérieur des souches, elles sont un peu plus marquées entre mères qu'entre pères, suggérant qu'une sélection par familles de frères-soeurs pourrait influencer sur ce caractère (cf SHAKLEE et al, 1952 ; BEILHARZ, 1960 ; EISEN et LEGATES, 1966). Entre souches, nos résultats peuvent se rapprocher des travaux de HORTON et Mc BRIDE (1964).

Nos résultats confirment aussi que l'écart de poids entre sexes, exprimé en pour cent, augmente avec l'âge, comme l'ont indiqué RAGAB et al. (1958), VISSELES et al. (1962), SHABRA et al. (1966), COLLINS et ABPLANALP (1968).

Les variations du dimorphisme sexuel pour le poids suivant la population ou la famille peuvent recevoir deux interprétations principales, d'ailleurs non exclusives l'une de l'autre : Existence de gènes à manifestation différente suivant le sexe, ou à répartition différente dans les deux sexes. Dans nos données, relatives à une variation polygénique, on ne peut faire la part qui revient à l'une ou à l'autre hypothèse.

La première possibilité peut correspondre aussi bien à des gènes autosomaux qu'à des gènes liés au sexe : On connaît depuis longtemps des exemples de gènes à effet dépendant du sexe ou limité à un sexe. Il se trouve qu'une partie de nos données (Souches du MAGNERAUD) illustre l'effet, de ce point de vue, d'un facteur mendélien identifié, le gène de nanisme *dw*

lié au sexe. On note que la présence de ce gène diminue sensiblement l'écart de taille entre sexes, comme cela a déjà été observé (HUTT, 1959 ; MERAT, 1969).

L'éventualité d'une répartition différente de certains gènes dans les deux sexes pourrait s'appliquer à des gènes liés au sexe, sous l'effet par exemple d'une sélection de direction ou d'intensité différente suivant le sexe pour le poids ou un caractère en corrélation avec lui, l'effet ne se maintenant pas, d'ailleurs, si une telle sélection cesse. Or, dans la pratique, la sélection exercée sur le poids est en général plus intense chez les coqs.

Le fait, suggéré par nos données et, celles d'autres auteurs, d'une variabilité un peu plus grande par familles de mères que par pères s'expliquerait d'une façon simple par cette différence d'intensité de sélection entre sexes, comme l'ont suggéré SHAKLEE et al. (1952).

Deux autres causes non vérifiables actuellement, mais théoriquement possibles, de variations dans le dimorphisme sexuel ne peuvent, enfin, être écartées à priori : Celle d'effets maternels sur la croissance, dont la différence suivant le sexe pourrait varier sous l'influence de facteurs génétiques ou non ; celle de variations entre mères de l'hétéro-chromosome W ayant une répercussion sur leur taille et celle de leurs filles à qui ce chromosome est transmis. L'existence du chromosome W chez la poule semble en effet admise maintenant (OWEN, 1965), et, d'autre part, on a suggéré dans d'autres espèces, et notamment chez l'homme, la possibilité d'effets quantitatifs associés à des variations de l'hétérochromosome Y. De toutes façons, ces deux possibilités pourraient correspondre à la présence constatée de variations plus grandes entre mères qu'entre pères, et suggéreraient une sélection, déjà proposée plus haut pour d'autres raisons, entre familles de frères-soeurs.

On peut remarquer que nos résultats de croisement ne semblent pas manifester la présence d'un hétérosis lié au chromosome sexuel ("homogamétic hétérosis") suggéré par STONAKER (1962, 1963). De même, KIDWELL (1963) et KIDWELL et NASH (1964) n'avaient pas retrouvé ce phénomène. Il est vrai qu'en ce qui concerne nos résultats, ils portaient sur des populations non ou peu consanguines, qui avaient moins de chances à priori d'extérioriser un tel phénomène.

D'autre part, nos données font ressortir un fait non signalé auparavant : La différence entre sexes peut varier suivant le groupe génétique considéré (souche ou famille) non seulement quant au poids moyen, mais quant à sa variance.

En ce qui concerne le poids adulte, l'hétérogénéité du rapport des variances dans les deux sexes ne peut guère s'expliquer par un tri des mâles sur le début de leur croissance (poids à 8 semaines) plus ou moins sévère suivant la souche. Un tel tri pourrait effectivement influencer sur la variance du poids des mâles adultes, du fait de la corrélation existant entre ce caractère et le poids à 8 semaines, mais l'examen du tableau 2 montre que la proportion de mâles éliminés de cette façon ne varie pas de façon très importante suivant la population (valeurs extrêmes 60 et 74 pour cent, la souche S_{11} étant intermédiaire).

D'autre part, une différence importante entre souches pour le poids moyen pourrait à priori apporter une perturbation dans les variances dans l'hypothèse d'une corrélation entre moyennes et variances. Toutefois, pour le poids à 8 semaines, la souche "Jouy", différente des deux autres pour le rapport de la variance dans les deux sexes, est intermédiaire entre elles pour le poids moyen. Il en est de même, dans le cas du poids adulte, pour la souche S_{11} vis-à-vis des autres. On pourrait, à la rigueur, se poser une question relativement aux poids à 6 semaines, pour la souche L 22, différente des autres à la fois

pour sa valeur moyenne et pour la variance comparée des deux sexes, mais ce rapport des variances se classe en sens inverse par rapport aux autres souches à 12 semaines.

On n'observe pas non plus, dans l'ensemble, de relation nette entre rapport de la variance dans les deux sexes et ordre de grandeur global de cette variance, sexes groupés. Seule, à 8 semaines, la souche "Jouy" est, dans les deux sexes, un peu plus variable que les autres.

Nos résultats suggèrent donc que les différences constatées relatives à la variance comparée du poids dans les deux sexes ont une cause biologique spécifique. Les souches étudiées étant placées, pour chaque comparaison, dans des conditions d'élevage aussi comparables que possible (spécialement pour les données de Nouzilly), on peut penser à un déterminisme d'origine génétique. Il est impossible de l'analyser plus avant, plusieurs hypothèses étant à priori acceptables :

- Gènes à manifestation différente suivant le sexe, autosomaux ou non, variables suivant la souche.
- Variabilité différente entre souches relativement à des gènes liés au sexe.
- Différence entre souches pour le degré d'homozygotie des gènes liés au sexe, dans la mesure où ce dernier modifierait la variance du poids des mâles en réponse à l'environnement, comme c'est souvent le cas pour le taux de consanguinité en général (LERNER, 1954).

La dernière hypothèse paraît peu vraisemblable, aucune des souches comparées n'ayant un degré très élevé de consanguinité. Quant à la première, on peut rappeler que des gènes identifiés ont parfois été trouvés associés à un effet différentiel sur la variance dans les deux sexes : Ainsi, plusieurs chercheurs ont noté une variance du poids à 8 ou 10 semaines plus grande chez les mâles porteurs du gène K d'emplumement lent que pour

les mâles à emplumement rapide, sans qu'il y ait de différence appréciable chez les femelles (GLAZENER et JULL, 1946 ; GODFREY et FARNSWORTH, 1952 ; HURRY et NORDSKOG, 1953 ; GOODMAN et MUIR, 1965 ; MERAT, 1967).

En fin de compte, il serait intéressant de vérifier si l'on retrouve fréquemment, dans d'autres cas, des différences appréciables entre populations élevées dans les mêmes conditions pour la variabilité comparée des deux sexes. D'un point de vue pratique, ceci pourrait avoir un certain intérêt pour le poids à l'âge de l'abattage dans des souches ou croisements "chair".

2 - Corrélations entre le dimorphisme sexuel et d'autres caractères quantitatifs.

Parmi les corrélations phénotypiques entre la différence du poids moyen des deux sexes dans une famille et un autre caractère quantitatif, les suivantes méritent attention, vu leur degré de signification :

- A 8 semaines, corrélation positive importante entre le dimorphisme sexuel ainsi défini et le poids moyen des mâles (la corrélation avec le poids moyen des femelles étant faible et négative).
- A l'âge adulte, corrélations comparables à celles obtenues à 8 semaines, avec le poids moyen des ♂♂ d'une part, des ♀♀ de l'autre ; d'autre part, corrélation positive avec l'âge au 1^{er} oeuf ($r = + 0,22$, $P < 0,01$) et négative avec l'intensité de la ponte d'automne et d'hiver ($r = - 0,29$, $P < 0,01$). Pour ces deux dernières corrélations, on constate (cf 3^{ème} partie) que les corrélations partielles correspondantes, à poids moyen fixé pour les femelles, ont une valeur très voisine (respectivement $+ 0,23$ et $- 0,33$) et que, d'autre part, la corrélation entre ces deux caractères de ponte (moyenne des soeurs) et le poids adulte moyen des frères, également à poids fixé pour les ♀♀, a une valeur du même ordre : respectivement $+ 0,14$ ($P < 0,01$) et $- 0,23$ ($P < 0,01$).

Le premier groupe de corrélations (entre "dimorphisme" et poids des ♂♂ ou des ♀♀) représente un résultat très analogue à celui obtenu par BUVANENDRAN (1969) sur des animaux de 10 semaines. Nous devons remarquer cependant qu'il ne représente pas par lui-même un phénomène biologique réellement indépendant : il est plutôt la traduction de l'ensemble des paramètres biométriques du poids dans chaque sexe à un âge donné.

En effet, soit x le poids moyen des ♂♂, y celui des ♀♀ dans une famille de frères-soeurs. Prenant $\bar{o}$ pour valeur moyenne de chaque sexe dans la population dont est tiré l'échantillon observé, soient σ_x et σ_y les écarts-types de x et y et ρ_{xy} le coefficient de corrélation entre x et y dans cette population. La première corrélation considérée, r , est celle entre $x - y$ et x . Son espérance mathématique est :

$$E(r) = \frac{E(x(x-y))}{\sigma_x \cdot \sigma_{(x-y)}} = \frac{\sigma_x - \rho_{xy} \cdot \sigma_y}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2\rho_{xy} \sigma_x \sigma_y}$$

En admettant 0,9 pour ordre de grandeur du rapport $\frac{\sigma_y}{\sigma_x}$, et une valeur de ρ_{xy} comprise entre + 0,5 et + 1,0, on obtient une valeur de l'expression ci-dessus de l'ordre de + 0,5 à + 0,6 se rapprochant du résultat observé.

Par contre, en raisonnant de même, l'espérance mathématique du coefficient de corrélation entre dimorphisme sexuel et poids des ♀♀ sera :

$$\frac{E(y(x-y))}{\sigma_y \cdot \sigma_{(x-y)}} = \frac{\rho_{xy} \sigma_x - \sigma_y}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2\rho_{xy} \sigma_x \sigma_y}$$

Avec les mêmes valeurs prises pour ρ_{xy} et pour $\frac{\sigma_y}{\sigma_x}$,

l'expression ci-dessus sera voisine de zéro ou négative, en conformité avec les observations.

Quant aux corrélations entre dimorphisme sexuel au stade adulte et âge au 1er oeuf ou intensité de ponte d'hiver, quoique peu étroites, elles paraissent intéressantes. Elles ne reflètent pas simplement une corrélation directe entre poids adulte des poules et leurs caractéristiques pour la ponte, d'après les valeurs trouvées pour les corrélations partielles entre dimorphisme ou poids des ♂ et ponte ou précocité de leurs soeurs à poids moyen fixé pour celles-ci. Dans les familles où les ♂ sont plus lourds, en valeur absolue ou relativement aux ♀♀, leurs soeurs sont en moyenne moins précoces et ont une intensité de ponte un peu inférieure. Il serait intéressant de savoir si ce résultat a une portée générale ou est particulier à la population étudiée, et s'il correspond bien à une liaison de nature génétique. L'estimation trop imprécise des corrélations génétiques ne permet pas encore d'affirmer ce dernier point avec une certitude absolue, mais cela paraît vraisemblable, compte tenu de l'absence d'environnement particulier commun aux ♂ et aux ♀♀ d'une même famille depuis l'éclosion dans nos conditions d'élevage. Notre résultat suggérerait alors de tenir compte, dans la sélection par familles pour la ponte, du poids des frères, au moins dans une population telle que la nôtre. Notons que BUVANENDRAN (1969) trouve une corrélation légèrement positive avec le nombre d'oeufs, mais il ne s'agit pas de la même période pour l'enregistrement de la ponte. Par contre, nous ne retrouvons pas la corrélation positive qu'il obtient avec le poids moyen des oeufs ; ce dernier, il est vrai, n'est pas mesuré non plus au même stade que dans nos données.

D'autre part, les corrélations données par BUVANENDRAN ne sont pas phénotypiques comme les nôtres, mais génétiques, et l'on peut s'interroger dans certains cas sur leur signification, lorsqu'elles comportent une composante "père" positive et une composante "mère" négative.

Enfin, concernant la corrélation trouvée dans la souche de Jouy entre poids des coquelets à 8 semaines et âge au 1er oeuf des soeurs à poids fixé pour celles-ci, elle semble rejoindre les résultats de KINNEY et SHOFFNER (1965), quoique son niveau de signification soit moindre que dans le cas des poids au stade adulte.

2° PARTIE

ETUDE DE LA CONSOMMATION ALIMENTAIRE DE COQS ADULTES ET DE LA CORRELATION ENTRE SEXES POUR CE CARACTERE.

INTRODUCTION

A notre connaissance, peu de recherches ont été faites pour mettre en évidence des différences entre génotypes pour la consommation alimentaire, et plus spécialement pour la fraction de celle-ci qui serait indépendante du poids de l'animal et de sa production.

Pour les poules pondeuses, BYERLY (1941) propose une équation d'estimation de la consommation alimentaire "théorique" dans un temps donné, en fonction du poids de l'individu (ou d'une puissance convenable de ce poids), de sa variation de poids pendant la période considérée, et de sa production (poids d'oeufs) durant ce temps. PROD'HOMME (1965) a appliqué cette méthode à des données expérimentales nouvelles.

Grâce à une équation de ce type, on peut, pour chaque animal, estimer cette consommation "théorique", d'où, par différence avec la consommation "observée", une consommation "résiduelle" en principe indépendante des variables utilisées dans l'estimation (poids, variation de poids, poids d'oeufs produit).

C'est ce qu'ont fait PROD'HOMME et MERAT (1965) puis MERAT (1968) sur un lot d'animaux contenant deux génotypes différents de coloration du plumage (poules "colorées" Cc et "blanches" cc) répartis dans plusieurs familles. Ils ont observé une variation appréciable et significative de cette consommation "résiduelle" à la fois entre génotypes au locus C (différence de 4,4 pour cent) et entre familles sans qu'il y ait interaction

décelable entre familles et génotype. Des résultats analogues sont observés à un autre locus de coloration, le "blanc dominant" I (MERAT, données non publiées). La même analyse est appliquée par PROD'HOMME et MERAT (1965) pour un gène de nanisme (dw) comparé à son allèle normal.

Nous n'avons pas connaissance de résultats analogues dans la littérature, ni d'études génétiques concernant la consommation alimentaire des coqs adultes et ses corrélations éventuelles avec celle de leurs soeurs ou d'autres caractères observés chez celles-ci.

MATERIEL ET METHODES.

Notre travail porte sur 56 coqs provenant du troupeau de Jouy-en-Josas né en septembre 1969. Ces coqs appartenaient à 5 familles de demi-frères (même père) et à 17 familles de frères ; la moitié étaient hétérozygotes Ii pour le blanc dominant, supprimant la pigmentation noire dans le plumage, l'autre moitié était du génotype ii (présence de noir, et dans la plupart des cas plumage entièrement noir par suite de l'existence du gène E dans la population). Ces deux génotypes étaient répartis à peu près également dans les diverses familles. Dans chaque génotype, le poids corporel moyen au départ était sensiblement le même de par l'échantillonnage choisi.

Ces coqs étaient placés en cages individuelles à l'âge de 7 mois environ. Les observations duraient pendant trois périodes consécutives de 28 jours. Sur chaque animal était enregistré le poids au début et à la fin de chaque période, ainsi que la consommation alimentaire (al) pendant la même durée.

La consommation "théorique" T pour une période était estimée pour chaque individu en fonction de son poids corporel initial P et de sa variation de poids ΔP pendant cette période, suivant une équation de la forme

$$T = a P^{\alpha} + b \Delta P$$

équation analogue, dans son obtention, à celle de BYERLY (1941) pour les poules pondeuses.

Les coefficients de régression étaient estimés séparément pour chaque génotype de coloration, puis sur l'ensemble des données après un test comparant chaque coefficient pour les 2 génotypes, et basés sur le résultat moyen des trois périodes mentionnées.

A partir de là, trois variables distinctes étaient considérées, se rapportant à la consommation d'aliment :

- O : Consommation "observée" (sans correction).
- C : Consommation "corrigée" ou "facteur individuel", écart entre valeur observée et valeur estimée à partir de l'équation de régression ($C = O - T$)
- C' : Consommation corrigée seulement pour le poids : Ecart entre valeur observée et régression sur le poids seul.

La première de ces trois variables est naturellement fonction, pour une large part, de la taille de l'individu, et elle est en corrélation positive avec son gain ou sa perte de poids : La correction pour ces deux facteurs à la fois donne a priori une indication sur le rendement alimentaire de l'animal, en permettant de comparer les individus à poids et variation de poids équivalents. Quant à la troisième, elle permet une comparaison des consommations abstraction faite du poids corporel : On peut s'attendre à ce qu'elle reflète, en plus d'un éventuel facteur "rendement", un facteur "appétit" ayant une autre signification, non mise en lumière par l'usage d'une équation de

régression complète du type BYERLY.

Sur ces variables, les calculs suivants étaient faits :

- a) Sur la consommation directement observée : analyse de variance en tenant compte des facteurs "famille de même père" et "génotype au locus I" ; la même analyse est faite, parallèlement, pour le poids corporel et la variation de poids ; les corrélations de ces deux facteurs entre eux et avec la consommation observée sont estimées. Enfin, la corrélation entre consommation moyenne observée des frères et celle de leurs soeurs est calculée.
- b) La même analyse de variance est faite sur le "facteur individuel" C ; Nous avons estimé, d'autre part, la corrélation de ce caractère avec la croissance pondérale (poids à 4 et à 8 semaines) du même individu, et celle de la moyenne de ce facteur C chez les frères et la moyenne de divers caractères chez leurs soeurs (poids à 4 et 8 semaines, âge au 1er oeuf, nombre d'oeufs, poids moyen des oeufs).
- c) Les mêmes calculs étaient faits parallèlement à partir du facteur C', consommation corrigée seulement pour le poids. De plus, la corrélation entre ce facteur et le gain de poids, chez un même individu, était estimée.

RESULTATS

1 - Consommation observée.

Le tableau 42 contient les moyennes de consommation du poids corporel et du gain de poids par 28 jours, pour les deux génotypes de coloration comparés (moyenne des 3 périodes de 28 jours pour chaque caractère).

- TABLEAU 42 -

MOYENNES DU POIDS, DU GAIN DE POIDS ET DE LA CONSOMMATION
ALIMENTAIRE PAR 28 JOURS POUR LES DEUX GENOTYPES.

Génotype	Poids corporel (g.)	Gain de poids par 28 j. (g.)	Aliment consommé par 28 j. (g.)
Ii (absence de noir)	3003	88,4	3891
ii	2966	54,3	3694

On constate que les coqs hétérozygotes pour le gène "blanc dominant" consomment environ 200 g (soit 5,3 pour cent) de plus que les colorés par période, et ont un gain de poids supérieur, tandis que les poids initiaux sont sensiblement les mêmes.

Le tableau 43 présente l'analyse de variance suivant les facteurs contrôlés "pères" et "génotype au locus I" pour chacun des facteurs figurant au tableau précédent.

- TABLEAU 43 -

ANALYSE DE VARIANCE SUIVANT LES FAMILLES DE MEME PERE
ET LE GENOTYPE AU LOCUS I, POUR LA CONSOMMATION
ALIMENTAIRE, LE POIDS ET LE GAIN DE POIDS

Source de variation	Degrés de liberté	CARACTERE :					
		Poids corporel variance	F	Gain de variance	poids F	Aliment variance	consommé F
Pères	4	359.487	4,94**	4 073	2,28*	266.090	1,97
Génotype au locus I	1	4.213	0,06	10 162	5,68*	383.154	1,37
Interaction	4	25.594	0,35	1 134	0,63	42.037	0,22
Résiduelle	44	72.781	-	1 788	-	194.293	-

Ce tableau montre que la quantité d'aliment consommé, dans cet échantillon, ne varie pas significativement suivant le génotype pour I, ni même suivant la famille de demi-frères. Quant au poids moyen, il ne diffère qu'entre familles. Par contre, le gain de poids est significativement plus élevé chez les coqs blancs Ii que chez les ii, et il présente aussi des variations entre familles.

Le tableau 44 met en évidence, d'autre part, les corrélations qui existent entre les trois caractères analysés, par génotype et pour le total des données. (Les corrélations ne différant pas significativement entre les deux génotypes). Concernant le poids, nous avons utilisé ici sa racine carrée, utilisée dans l'équation de régression multiple (§ suivant).

- TABLEAU 44 -

CORRELATIONS PHENOTYPIQUES ENTRE CONSOMMATION ALIMENTAIRE (O)
RACINE CARREE DU POIDS (P^{0,5}) ET GAIN DE POIDS (ΔP)

Caractère	GENOTYPE					
	d.l.	<u>Ii</u> r	d.l.	<u>ii</u> r	<u>Total</u> d.l.	r
O - P ^{0,5}	27	0,48**	27	0,57**	55	0,51**
O - P	"	0,54**	"	0,51**	"	0,55**
P - P ^{0,5}	"	0,43*	"	0,34	"	0,38**

Sur les données groupées, les trois corrélations sont hautement significatives ; Cependant, les deux premières, entre aliment consommé et racine carrée du poids ou gain de poids, sont plus importantes que la troisième. Il faut d'ailleurs noter que la dernière corrélation est en partie automatique, car le poids moyen sur l'ensemble des 3 périodes est en partie fonction du gain de poids pendant ce temps. Avec le poids initial, la corrélation du gain de poids est seulement de + 0,17 pour les Ii, + 0,31 pour les ii, + 0,23 pour l'ensemble des deux (non significative).

2 - Consommation "corrigée" C ("facteur individuel").

Au préalable, nous avons dû déterminer les coefficients a et b de l'équation de régression multiple estimant la consommation théorique T :

$$T = a P^{\alpha} + b \Delta P + C$$

ainsi que la valeur la meilleure pour l'exposant α , suivant le principe exposé par BYERLY (1941).

Pour cet exposant, la méthode par itérations indique

que l'on peut utiliser une valeur voisine de 0,5 : Nous avons donc pris pour variable la racine carrée du poids.

Quant aux coefficients a et b, et au terme constant C, leurs valeurs estimées sont données par génotype dans le tableau 45. Leur comparaison par un test t indique qu'ils ne diffèrent pas significativement chez les individus Ii ou ii, et une valeur commune peut donc être donnée, contenue également dans le tableau 45.

- TABLEAU 45 -

EQUATION D'ESTIMATION DE LA CONSOMMATION ALIMENTAIRE DES COQS
PAR 28 JOURS, EN FONCTION DE LEUR POIDS ET DE LEUR
GAIN DE POIDS.

Coefficient	GENOTYPE		Test de la différence	Valeur Commune
	Ii	ii		
a	54,1	63,6	t = 0,23 (N.S.)	57,9
b	4,6	3,0	t = 0,64 (N.S.)	4,1
c	520,9	65,7		339,1

On peut donc utiliser en fin de compte l'équation commune

$$T = 57,9 \sqrt{P} + 4,1 \Delta P + 339,1$$

L'analyse de variance de la régression, groupée pour les deux génotypes, figure au tableau 46.

- TABLEAU 46 -

ANALYSE DE VARIANCE DE LA REGRESSION

Source de variation	d. l.	Variance	F
Régression	2	2 283 296	18,56**
Ecart à la régression	53	123 002	

Nous avons ensuite calculé, pour chaque individu, la différence Centre de consommation alimentaire observée O et sa consommation "théorique" T estimée à partir de l'équation précédente.

Sur cette variable C ou "facteur individuel", le tableau 47 donne l'analyse de variance faite avec les critères contrôlés "père" et "génotype pour I".

- TABLEAU 47 -

ANALYSE DE LA VARIANCE PAR PERES ET GENOTYPE POUR LE "FACTEUR INDIVIDUEL" DE CONSOMMATION ALIMENTAIRE.

Source de variation	d.l.	Variance	F
Pères	4	152 469	1,31
Génotypes	1	36 014	0,31
Intéraction père x génotype	4	51 191	0,46
Résiduelle	44	115 956	-

Il n'y a, ici, de différence significative ni entre familles, ni entre génotypes au locus I, comme dans l'analyse précédente faite pour les consommations observées.

Enfin, nous avons évalué (Tableau 48) les corrélations entre le facteur C de consommation des coqs et leur propre croissance, la croissance moyenne ou des caractères de ponte de leurs soeurs.

- TABLEAU 48 -

CORRELATION ENTRE LE FACTEUR "CORRIGE" DE CONSOMMATION DES COQS ADULTES ET D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS RELEVES CHEZ CES MALES OU LEURS SOEURS

2° Caractère	Ii		GENOTYPE ii		Groupés	
	n*	r	n	r	n	r
1) Corrélations entre valeurs individuelles des ♂ :						
- Poids à 4 semaines	28	+0,11	28	-0,17	56	- 0,00
- Poids à 8 semaines	"	+0,07	"	-0,16	"	- 0,01
2) Corrélations entre moyenne des frères pour le facteur de consommation et moyenne des soeurs pour :						
- poids à 4 semaines	12	-0,07	11	-0,10	23	-0,09
- poids à 8 semaines	"	-0,33	"	-0,19	"	-0,24
- nombre d'oeufs	"	-0,30	"	-0,10	"	-0,23
- poids moyen des oeufs	"	-0,43	"	+0,03	"	-0,30
- âge au 1er oeuf	"	+0,09	"	+0,51	"	+0,29

* - Nombre d'individus ou de familles.

On peut noter, dans l'ensemble, que ces corrélations paraissent faibles ; une valeur négative est suggérée avec le poids à 8 semaines, le nombre d'oeufs et le poids des oeufs des soeurs, positive avec l'âge au 1er oeuf, mais un plus grand nombre de familles sera nécessaire pour l'établir avec certitude, de même que pour la différence qui semble se manifester entre génotype Ii et ii pour la corrélation avec l'âge au 1er oeuf ou le poids des oeufs.

3 - Consommation corrigée seulement pour le poids corporel (C').

Pour cette variable (Ecart entre consommation observée et valeur théorique estimée à partir de la seule régression sur la racine carrée du poids, sans correction pour le gain de poids) le tableau 49 donne l'analyse de variance, toujours avec les facteurs "père" et "génotype".

- TABLEAU 49 -

ANALYSE DE VARIANCE DU FACTEUR DE CONSOMMATION (CORRECTION SEULEMENT POUR LE POIDS) DES COQS, PAR PERES ET PAR GENOTYPE

Source de variation	Degrés de liberté	Variance	F
Pères	4	137.215	0,91
Génotypes	1	926.083	6,17 **
Interaction père x génotype	4	33.428	0,22
Résiduelle	44	150.135	-

On remarque une différence hautement significative entre les deux génotypes de coloration, différence qui n'était pas observée lorsque l'analyse était basée sur la consommation observée, ou corrigée pour le poids et le gain de poids. Cette divergence paraît s'accorder avec le fait que le gain de poids différait significativement (seuil 5 pour cent), quant à lui, suivant le génotype au locus I.

Quant aux écarts entre familles, ils ne sont pas significatifs, comme pour les deux précédentes variables concernant la consommation d'aliment.

Pour les corrélations du facteur C' avec d'autres caractères, le tableau 50 les indique, de façon analogue au tableau 48 pour le facteur C.

- TABLEAU 50 -

CORRELATION ENTRE LE FACTEUR C' DE CONSOMMATION DES COQS ADULTES (CORRIGE SEULEMENT POUR LEUR POIDS) ET D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS DE CES COQS OU DE LEURS SOEURS.

2° CARACTERE	GENOTYPE					
	Ii		ii		Groupés	
	n*	r	n	r	n	r
1) Corrélations entre valeurs individuelles des ♂ :						
- poids à 4 semaines	28	+0,21	28	+0,05	56	+0,15
- poids à 8 semaines	"	+0,14	"	-0,11	"	+0,05
- gain de poids	"	+0,43*	"	+0,15	"	+0,32*
2) Corrélations entre moyenne des frères pour le facteur de consommation et moyenne des soeurs pour :						
- poids à 4 semaines	12	-0,08	11	-0,20	23	-0,13
- poids à 8 semaines	"	-0,32	"	-0,22	"	-0,26
- nombre d'oeufs	"	-0,15	"	-0,00	"	-0,08
- poids moyen des oeufs	"	-0,31	"	+0,23	"	-0,07
- âge au 1er oeuf	"	-0,05	"	+0,26	"	+0,11

* - Nombre d'individus ou de familles.

On observe donc une corrélation légèrement positive, mais non significative, avec la croissance du même individu, et des corrélations non significatives avec les caractères des soeurs légèrement positives pour l'âge au 1er oeuf, négative avec les autres. La seule corrélation importante et significative est celle du facteur C' de consommation avec le gain de poids.

4 - Corrélations entre consommation des coqs et celles de leurs soeurs.

Nous indiquons à part (Tableau 51), pour chacune des trois variables correspondant à la consommation d'aliment (observée (O), corrigée complètement (C) ou seulement pour le poids (C')), la corrélation entre moyenne des frères pour cette variable et moyenne des soeurs pour la variable analogue.

Cette dernière est :

- soit la consommation moyenne observée pour ces poules pendant la même période, correspondant à O ;
- soit la consommation des ♀ corrigée pour leur propre poids, leur gain de poids et le poids d'oeufs qu'elles ont produit, (BYERLY, 1941 ; PROD'HOMME, 1965) analogue du facteur C ;
- soit la consommation des ♀ corrigée pour leur poids et leur ponte, mais non pour leur gain de poids, analogue du facteur C'.

Les résultats sur les familles des soeurs étaient obtenus dans une expérience séparée conduite simultanément par MERAT et BORDAS (données non publiées).

- TABLEAU 51 -

CORRELATIONS ENTRE CONSOMMATION "OBSERVEE" OU "CORRIGEE" DES MALES ET CELLE DE LEURS SOEURS.

CARACTERE	GENOTYPE					
	Ii		ii		Groupés	
	n*	r	n	r	n	r
Consommation observée	11	-0,04	10	+0,54	21	+0,23
Consommation corrigée (C)	"	+0,21	"	+0,55	"	+0,32
Consommation corrigée, sauf pour le gain de poids (C')	"	+0,06	"	+0,36	"	+0,19

Malgré le faible nombre de familles ayant servi au calcul des corrélations, on peut conclure, dans l'ensemble, à une liaison relativement faible entre la consommation des frères et celle de leurs soeurs, qu'il s'agisse de la consommation directement observée ou des "facteurs" C ou C'. La sélection des coqs en vue d'améliorer le rendement alimentaire des pondeuses paraît donc, à priori, devoir être d'une efficacité limitée.

Le manque relatif de correspondance entre la quantité d'aliment consommée chez les mâles et leurs soeurs en ponte se vérifie d'ailleurs aussi en ce qui concerne un locus particulier. Précisément, au locus I de pigmentation, alors que nous observions, à poids corporel voisin, une consommation de 5 pour cent supérieure pour les coqs blancs Ii par rapport aux colorés, une expérimentation simultanée conduite par MERAT et BORDAS

(données non publiées), montrait que les poules Ii, à poids moyen pratiquement égal, consommaient 7 pour cent de moins que leurs soeurs colorées ii, cette dernière différence étant hautement significative.

DISCUSSION ET CONCLUSIONS.

Les données précédentes suggèrent l'existence de différences de nature génétiques pour la consommation alimentaire des coqs adultes, différences en partie indépendantes de la taille de l'animal : Une telle différence apparaît associée à la coloration du plumage (locus I), en ce qui concerne la consommation "corrigée" pour le poids, ainsi que le gain de poids qui lui est lié. Les coqs à plumage blanc consomment un peu plus d'aliment et gagnent davantage de poids (vraisemblablement par engraissement, leur croissance étant finie) dans les conditions de l'expérience.

La consommation alimentaire "corrigée" apparaît pratiquement indépendante (dans les limites de sensibilité des tests imposés par les effectifs utilisés) des autres caractères enregistrés : Croissance des coqs eux-mêmes, croissance ou performance "ponte" de leurs soeurs. Il est prématuré, vu la taille de l'échantillon, de savoir si certaines de ces corrélations diffèrent réellement entre animaux Ii et ii, comme les données semblent le suggérer dans quelques cas.

Ce qui est surtout frappant c'est la valeur assez faible des corrélations trouvées entre consommation, partiellement ou totalement "corrigée", des coqs et de leurs soeurs (respectivement de l'ordre de +0,3 et +0,2 sur des familles de frères-soeurs). On retrouve sous une autre forme la même absence de corrélation au locus I, où nous avons déjà signalé que les poules blanches mangent moins, à poids égal, que les colorées, alors que l'inverse s'observe chez leurs frères. Ceci

pourrait d'ailleurs peut-être expliquer que le "gène blanc dominant", de même que le "blanc récessif", semble avoir un léger effet dépressif sur la croissance limité aux femelles, dans la population étudiée par MERAT (1962, 1966). Au total, ces résultats suggèrent que les mécanismes de régulation de l'appétit ou de rendement alimentaire sous contrôle génétique seraient assez largement indépendants dans les deux sexes. En fait, il s'agit plus vraisemblablement d'"appétit" (quantité d'aliment ingérée) que de "rendement", la seule différence significative étant sur la consommation "à poids équivalent". Il paraît vraisemblable que c'est l'ingestion plus grande de nourriture par les coqs Ii qui représente le fait premier, leur gain de poids plus élevé en étant la conséquence.

D'un point de vue pratique, il apparaît que, si une sélection est sans doute possible pour diminuer la consommation alimentaire des coqs adultes dans une souche "ponte", elle n'aura qu'un effet corrélatif assez limité sur la consommation et le rendement alimentaire des poules en ponte ; la sélection à partir d'observations directes sur ces dernières est nécessaire.

D'autre part, la corrélation importante entre consommation et gain de poids suggère la possibilité d'une sélection indirecte sur le premier caractère à partir de l'observation du second. Ceci rejoint une remarque analogue de THOMAS (1957) à propos de poulets en croissance.

3° PARTIE

RECHERCHE DE CRITERES INDIVIDUELS DE SELECTION DES MALES POUR DES CARACTERES DE PONTE

INTRODUCTION

Parmi ces critères, nous en retenons deux qui sont simples : Taille de la crête ou des barbillons des jeunes mâles, et leur vitesse de croissance.

La taille des barbillons est un caractère polygénique, lié en général à la taille de la crête. Elle est aussi influencée par le gène Mb, responsable de l'élongation des plumes des deux côtés de la face et sous le bec, décrite sous le nom de "barbe et favoris" chez diverses races : La présence de ce gène s'accompagne, dans les deux sexes, d'une réduction considérable des barbillons (MERAT, 1962).

PASVOGEL (1952) trouve une corrélation positive entre ponte des poules et taille de la crête de leurs frères ou de leurs pères à 11 semaines. Il propose, par suite, l'utilisation de ce critère pour aider à la sélection des mâles sur la ponte.

On peut peut-être citer dans le même ordre d'idées les résultats de GOODWIN et al. (1955) qui comparent trois lignées de LEGHORNS sur plusieurs années. Chez l'une d'elles, relativement infertile, les femelles entrent en ponte une semaine plus tôt que dans les autres en moyenne. Ceci s'accompagne d'une taille plus grande de la crête, de l'hypophyse, et des testicules chez les mâles, l'ensemble traduisant sans doute une différence d'activité gonadotrope.

Quant à la croissance des coquelets en relation avec les caractères de ponte, seuls à notre connaissance KINNEY et SHOFFNER (1965) ont estimé les corrélations génétiques entre le poids des mâles à 8 semaines et le taux de ponte ou l'âge au 1er oeuf de leurs soeurs, dans les deux souches, l'une sélectionnée pour la production de viande, l'autre pour la ponte. Dans la souche "chair" les mâles les plus lourds à 8 semaines ont les soeurs les plus précoces ; ceci ne se retrouve pas dans la souche "ponte".

Nous présenterons, dans ce qui suit, des résultats nouveaux sur ce problème de l'utilisation de critères individuels des coqs dans la sélection pour la ponte.

MATERIEL ET METHODES

MATERIEL

a) En ce qui concerne la recherche de liaisons entre longueur des barbillons des mâles à 10 semaines, et caractère de ponte de leurs soeurs (âge au 1er oeuf, nombre d'oeufs jusqu'au 31 décembre), trois années de la population de JOUY éclore au printemps sont disponibles : 1966 (8 pères, 26 mères), 1967 (14 pères, 44 mères), 1969 (14 pères, 41 mères).

Dans ces données, les mâles à crête en pois étaient éliminés, car la longueur de leurs barbillons est réduite en moyenne (MERAT, données non publiées).

b) Pour l'étude des corrélations entre poids à 8 semaines des mâles et performances "ponte" de leurs soeurs, 5 années de Jouy-en-Josas étaient utilisées (1964, 1965, 1966, 1967, 1969), ainsi que les deux années 1966 et 1967 de la souche M 11 du Magneraud.

Ces deux mêmes années permettaient enfin, du fait de la forte proportion des mâles gardés après 8 semaines, l'estimation des corrélations entre poids de ces mâles adultes et ponte de leurs soeurs.

METHODES

L'analyse des résultats comprend :

1) L'estimation des corrélations phénotypiques entre moyenne des frères pour le poids à 8 semaines, adulte, ou la longueur des barbillons, et moyenne des soeurs pour l'âge au 1er oeuf ou le nombre d'oeufs ; une estimation parallèle était faite par familles de demi-frères et demi-soeurs, et quant à la longueur des barbillons, les corrélations de ce caractère étaient estimées indépendamment du poids des mâles (corrélations partielles).

Concernant le poids des mâles, les corrélations avec les critères de ponte étaient ensuite calculées à poids fixé pour les femelles.

2) Pour les années 1966, 1967 et 1969 de la souche Jouy, la détermination de l'héritabilité du poids à 8 semaines de la longueur des barbillons à 10 semaines des ♂♂, et des deux caractères de ponte des ♀♀, par estimation des composantes de la variance, en tenant compte des nombres inégaux dans les sous-classes (KEMPTHORNE, 1957).

3) Pour ces mêmes années, celle des corrélations génétiques entre caractères relevés chez les ♂♂ et chez les ♀♀, par la méthode déjà mentionnée dans la première partie (KINNEY et SHOFFNER, 1956).

RESULTATS

1. Corrélations phénotypiques.

a) Le tableau 52 montre, par année et pour le total, les corrélations phénotypiques observées entre longueur moyenne des barbillons des mâles et caractère de ponte de leurs soeurs. La corrélation entre longueur moyenne des barbillons des mâles et leur poids moyen à 8 semaines par familles de frères est également mentionné.

- TABLEAU 52 -

CORRELATIONS PHENOTYPIQUES ENTRE LONGUEUR DES BARBILLONS DES MALES A 10 SEMAINES ET D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS PAR FAMILLES DE FRERES-SOEURS

Année	Nombre de familles	CORRELATION AVEC		
		Poids à 8 semaines des ♂♂	Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	26	+ 0,66**	- 0,31	+ 0,07
1967	44	+ 0,47**	- 0,51**	+ 0,30*
1969	41	+ 0,49**	- 0,36*	+ 0,18
Total (intra-années)	111	+ 0,51**	- 0,38**	+ 0,21*

* - Significatif au seuil 5 p. cent

** - Significatif au seuil 1 p. cent

On vérifie d'abord que la corrélation entre poids à 8 semaines et développement des barbillons des mâles est positive et hautement significative.

Avec l'âge au premier oeuf des soeurs, d'autre part, la longueur des barbillons des frères à 10 semaines est en corrélation constamment négative, et très significative au total. Les coquelets aux barbillons les plus développés à cet âge ont les soeurs les plus précoces : En d'autres termes, le développement des caractères sexuels secondaires des mâles, même à cet âge assez jeune, est un indice valable de précocité sexuelle.

Avec le nombre d'oeufs, la corrélation, quoiqu'assez faible, est toujours positive, et significativement différente de zéro sur l'ensemble des années : Les familles où les mâles ont les caractères sexuels les plus précoces ont une ponte moyenne légèrement supérieure, ce qui traduit, peut-être simplement la différence dans les âges d'entrée en ponte.

Par familles de pères, les résultats sont très parallèles, les corrélations étant encore plus accentuées, sauf celle entre taille des barbillons et nombre d'oeufs, non significativement différent de zéro cette fois (Tableau 53). Il faut peut-être ici, tenir compte du nombre réduit de familles, entraînant une variance d'échantillonnage importante pour ces corrélations.

- TABLEAU 53 -

CORRELATIONS PHENOTYPIQUES ENTRE LONGUEUR DES BARBILLONS DES MALES A 10 SEMAINES ET D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS (PAR FAMILLES DES DEMI-FRERES ET SOEURS).

ANNEE	Nombre de familles	CORRELATION AVEC		
		Poids à 8 semaines des ♂♂	Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	8	0,73*	- 0,57	- 0,15
1967	14	0,57*	- 0,70**	+ 0,51
1969	14	0,44	- 0,51	- 0,23
Total (intra-années)	36	0,56**	- 0,59**	+ 0,13

Enfin, par familles de mères, nous avons estimé (tableau 54) les corrélations partielles entre longueur moyenne des barbillons des frères à 10 semaines d'une part, âge au 1er oeuf et nombre d'oeufs moyens des soeurs de l'autre, à poids à 8 semaines fixé pour les mâles.

- TABLEAU 54 -

CORRELATIONS PARTIELLES ENTRE LONGUEUR DES BARBILLONS DES MALES A 10 SEMAINES ET CARACTERES DE PONTE DE LEURS SOEURS, A POIDS FIXE POUR CES ♂♂ (PAR FAMILLES DE FRERES-SOEURS).

ANNEE	CORRELATION AVEC	
	Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	- 0,41*	+ 0,20
1967	- 0,41**	+ 0,28
1969	- 0,22	+ 0,09
Total (intra-années)	- 0,30**	+ 0,18*

On constate que le signe et la signification de ces corrélations partielles, par années et pour l'ensemble, s'accordent avec ceux des corrélations directes : Le développement des barbillons des mâles est un indice possible pour la sélection des caractères de ponte, même indépendamment de leur poids.

b) Entre le poids à 8 semaines des mâles et les deux caractères de ponte déjà mentionnés, le tableau 55 indique les corrélations phénotypiques obtenues (directes et partielles, à poids à 8 semaines fixé pour les femelles), sur les moyennes de familles de mères, pour la souche "Jouy" et les deux années de la souche M 11.

CORRELATIONS PHENOTYPIQUES ENTRE POIDS DES ♂♂ A 8 SEMAINES ET CARACTERES DE PONTE PAR
FAMILLES DE MERES (SOUCHES "JOUY" et "M 11")

Souche et année	Nombre de familles	CORRELATION DIRECTE AVEC		CORRELATION PARTIELLE (poids des ♂♂ fixé) avec :	
		Age au 1 ^{er} oeuf	nombre d'oeufs	Age au 1 ^{er} oeuf	nombre d'oeufs
Jouy					
1964	63	- 0,354**	+ 0,326**	- 0,350**	+ 0,322+
1965	43	- 0,425**	+ 0,154	- 0,570**	+ 0,164
1966	27	- 0,172**	- 0,027	+ 0,085	- 0,029
1967	57	- 0,503**	+ 0,166	+ 0,179	- 0,105
1969	41	- 0,368	+ 0,208	- 0,358**	- 0,196
Total (intra-années)	231	- 0,365**	+ 0,192*	- 0,220**	+ 0,101
M 11					
1966	133	- 0,275**	+ 0,216**	- 0,022	+ 0,131*
1967	233	- 0,119	- 0,092	+ 0,282**	- 0,031
Total (intra-années)	366	- 0,260**	+ 0,161**	+ 0,002	+ 0,086

Avec l'âge au 1er oeuf, pour la souche "Jouy", la corrélation du poids des ♂♂ est négative, et significative dans l'ensemble. Par contre, celle avec le nombre d'oeufs, légèrement positive au total, n'est pas significative. Il en est de même des corrélations partielles. Les mêmes corrélations, dans la souche M 11, sont proches de zéro et non significatives.

Par familles de même père, les mêmes remarques s'imposent, les corrélations avec l'âge au 1er oeuf étant plus marquées que dans le tableau précédent.

- TABLEAU 56 -

CORRELATIONS PHENOTYPIQUES ENTRE POIDS DES ♂♂ A 8 SEMAINES ET CARACTERES DE PONTE PAR FAMILLES DE PERES (SOUCHE JOUY).

ANNEE	Nombre de familles	CORRELATION AVEC	
		Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	8	- 0,430	- 0,082
1967	14	- 0,845**	+ 0,319
1969	14	- 0,368	- 0,096
Total intra-années	36	- 0,623**	+ 0,120

Pour le poids moyen des mâles adultes (souche M 11), le tableau 57 donne la corrélation par familles de frères-soeurs avec les deux critères de ponte retenus, directe ou partielle à poids fixé pour les ♀♀. Les corrélations obtenues sont voisines de celles déjà indiquées entre ces deux caractères de ponte et le dimorphisme sexuel adulte.

- TABLEAU 57 -

CORRELATIONS ENTRE POIDS ADULTE DES ♂♂ ET CARACTERES DE PONTE DES
SOEURS

DONNEES DU MAGNERAUD ("M 11")

ANNEES	Corrélations simples du poids des mâles :		Corrélations partielles (à poids des ♀♀ fixé)	
	Poids moyen Age au ler oeuf des soeurs	des mâles nombre d'oeufs des soeurs	Poids des mâles Age au ler oeuf	Nombre d'oeufs
1966	- 0,063	0,105	(0,069)	- 0,146**
1967	+ 0,130	- 0,323**	0,316**	- 0,334**
Total intra- années	- 0,00	- 0,002	0,135**	- 0,233**

2. Estimations des héritabilités

Le tableau 58 indique les composantes de la variance, et le tableau 59 les estimations d'héritabilité obtenues pour chaque caractère, dans les années analysées de ce point de vue.

- TABEAU 58 -
COMPOSANTES DE LA VARIANCE POUR LES CARACTERES ETUDES

ANNEE	Source de variation	CARACTERES							
		Poids des mâles à 8 semaines		Longueur des barbillons des mâles à 10 semaines		Age au 1er oeuf		Nombre d'oeufs	
		D.L.	composante de la variance	D.L.	composante de la variance	D.L.	composante de la variance	D.L.	composante de la variance
1966	Pères	7	1,2	7	0,4	7	5,7	7	64,9
	Mères	11	26,7	11	3,0	11	103,4	11	(-5,5)
	Résiduelle	84	104,5	84	20,1	119	288,8	119	311,3
1967	Pères	13	80,8	13	4,4	13	33,0	13	9,5
	Mères	26	29,8	26	2,6	31	46,5	31	115,6
	Résiduelle	177	108,0	177	12,0	218	429,7	218	380,7
1969	Pères	13	13,5	13	0,8	13	4,4	13	84,6
	Mères	24	23,6	24	7,4	25	9,4	25	43,8
	Résiduelle	204	123,3	204	15,5	251	113,8	251	460,0
Total intra années	Pères	33	34,1	33	1,7	33	12,4	33	31,8
	Mères	61	26,5	61	5,3	67	46,0	67	92,0
	Résiduelle	465	114,1	465	15,0	588	266,3	588	401,1

- TABLEAU 59 -

HERITABILITE DE LA LONGUEUR DES BARBILLONS DES MALES A 10 SEMAINES DE LEUR POIDS
A 8 SEMAINES, DE L'AGE AU 1ER OEUF ET DU NOMBRE D'OEUFs POUR LES ANNEES ETUDIEES

Année	Longueur des barbillons des ♂♂ à 10 semaines			Poids des ♂♂ à 8 semaines			Age au 1er oeuf			Nombre d'oeufs		
	N*	h_s^2	h_D^2	N	h_s^2	h_D^2	N	h_s^2	h_D^2	N	h_s^2	h_D^2
1966	103	0,07	0,52	103	0,04	0,81	138	0,06	1,04	138	0,70	(-0,06) 0,32
1967	217	0,22	0,56	217	1,48	0,54	263	0,26	0,37	263	0,07	0,91 0,49
1969	242	0,14	1,25	242	0,34	0,59	290	0,14	0,29	290	0,78	0,23 0,44
Total intra-années	562	0,31	0,96	562	0,78	0,61	691	0,15	0,57	691	0,24	0,70 0,47

N* - Nombre de descendants.

h_s^2 = héritabilité basée sur la composante "père" de la variance.

h_D^2 = héritabilité basée sur la composante "mère" "

h^2 = héritabilité basée sur la moyenne des deux.

Ces estimations sont en général de l'ordre de grandeur couramment trouvé par les auteurs antérieurs (cf par exemple T. B. KINNEY, 1969).

Pour la longueur des barbillons, dont nous n'avons pas trouvé d'estimation d'héritabilité dans la littérature, les valeurs observées sont assez élevées, notamment celle basée sur la composante "mère", ce qui peut correspondre à des effets de dominance, d'interaction entre gènes non allèles, ou à des effets maternels.

3. Corrélations génétiques entre caractères mesurés chez les coquelets et caractères de ponte.

L'estimation de ces corrélations génétiques est faite à partir de la variable "moyenne de familles de frères-soeurs", ce qui permet d'obtenir seulement les composantes de la variance et covariance dûes au père, d'où

$$r_G = \frac{CoV_S \text{ x y}}{s_{s,x} \cdot s_{s,y}}$$

Les valeurs des corrélations entre longueur des barbillons et autres caractères figurent dans le tableau 60.

- TABLEAU 60 -

CORRELATIONS GENETIQUES ENTRE LONGUEUR DES BARBILLONS DES ♂♂ A 10 SEMAINES ET D'AUTRES CARACTERES QUANTITATIFS

Année	Poids à 8 sem. des ♂♂	CORRELATION GENETIQUE AVEC :	
		Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	+ 0,43	- 0,53	- 0,09
1967	+ 0,57	- 0,82	(+ 3,06)
1969	*	- 0,42	- 0,96
Total intra années	+ 0,65	- 0,53	(+ 0,99)

* - Estimation impossible (l'estimation négative pour la variance "père" du poids à 8 semaines).

Les corrélations génétiques sont, dans l'ensemble, de même signe que les corrélations phénotypiques correspondantes, et les mêmes remarques en découlent : Corrélation génétique positive de la longueur des barbillons des ♂♂ avec leur poids à 8 semaines, négative avec l'âge au 1er oeuf, positive au total mais de signification incertaine avec le nombre d'oeufs. Les valeurs trouvées supérieures à 1 dans certains cas proviennent naturellement des erreurs d'échantillonnage très importantes attachées à ce genre d'estimations.

Le tableau 61 indique les corrélations analogues entre poids des ♂♂ et caractères de ponte. Ici encore, il y a accord entre le signe de ces corrélations et celui des corrélations phénotypiques correspondantes. Les corrélations génétiques sont d'ailleurs plus élevées, mais on ne peut évidemment guère tenir compte de leur valeur absolue qui en particulier, dans le cas de l'âge au 1er oeuf, est partout supérieure à l'unité.

- TABLEAU 61 -

CORRELATIONS GENETIQUES ENTRE POIDS DES ♂♂ A 8 SEMAINES ET
CARACTERES DE PONTE

ANNEE	CORRELATION GENETIQUE AVEC :	
	Age au 1er oeuf	Nombre d'oeufs
1966	(- 5,71)	+ 0,14
1967	(- 1,37)	(+ 1,34)
1969	-	-
Total (intra-années)	(- 3,65)	+ 0,47

CONCLUSION

Nous avons donc mis en évidence des corrélations phénotypiques et génétiques significatives, dans la population "Jouy", entre taille des barbillons à 10 semaines ou poids à 8 semaines des mâles d'une part, ponte et surtout précocité sexuelle de leurs soeurs de l'autre. Il apparaît que, dans nos conditions, ces deux caractères relevés chez les mâles sont des indices précoces de la maturité sexuelle exprimée dans l'autre sexe, indépendamment d'ailleurs du poids à 8 semaines des ♀♀.

Comme nous l'avons indiqué en commençant, très peu d'auteurs ont étudié ce genre de corrélations : PASVOGEL (1955) pour le développement de la crête des coquelêts, KINNEY et SHOFFNER (1965) pour leur croissance. Ces chercheurs n'ont pas analysé les liaisons trouvées sous l'angle physiologique. Seuls GOODWIN et al (1955) avancent une interprétation hormonale, pour des données un peu analogues.

En ce qui concerne la corrélation entre poids des mâles et âge au 1er oeuf de leurs soeurs, il est intéressant de noter que nos résultats s'accordent avec le seul autre connu, celui de KINNEY et SHOFFNER (1965) ; de même pour la corrélation entre dimorphisme sexuel et âge au 1er oeuf. Par contre, les corrélations avec le nombre d'oeufs sont de signe contraire, mais leur signification est moins nette.

Les deux critères relevés sur les coquelets pourraient donc être une aide dans la sélection pour la ponte, au moins en tant que critère individuel des mâles pour leur potentiel génétique concernant l'âge à maturité sexuelle. Cet âge, est l'un des éléments de la productivité des pondeuses, tant en ce qui concerne sa valeur moyenne que son homogénéité. Les critères

individuels proposés ici sur les mâles présentent une corrélation appréciable avec l'âge au 1er oeuf, et, d'autre part, leur héritabilité est assez élevée pour permettre une sélection d'une certaine efficacité.

Dans la souche M 11, les deux années dont nous disposons ne sont peut-être pas suffisantes pour savoir si les deux critères individuels en question pour les mâles peuvent servir de même à la sélection "ponte".

Dans le cas particulier de la souche "Jouy" ou d'une souche ayant les mêmes caractéristiques, on pourrait élaborer un "index" de sélection des coqs pour la ponte, tenant compte de leurs caractères individuels (poids à 8 semaines et développement des barbillons), à partir des héritabilités et corrélations génétiques attachées à ces deux caractères et aux critères de ponte envisagés, nous l'indiquons en note.

Concernant le poids adulte des ♂♂, on constate dans la souche M 11 que les ♂♂ les plus lourds adultes ont des soeurs moins précoces sexuellement et pondent légèrement moins, indépendamment du poids de ces soeurs. Ceci s'accorde avec les corrélations que nous avons indiquées précédemment entre dimorphisme sexuel adulte et caractères de ponte, et les conclusions possibles à en tirer sont les mêmes.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- A - PREMIERE PARTIE -

AMADON, D., 1959.

The significance of sexual differences in size among birds.

Proc. Amer. Philos. Soc. 103, 531 - 536.

AMER, M. F., H. M. EL-IBIARY, S. S. KHISIN, H. F. ISSAWI, 1965.

A comparison study of egyptian strains of chicken and three standard breeds imported from Holland.

II - Chick body weight at different ages.

Alexandria J. Agric. Res. 12, 311-323.

BECKER, W.A., S.P. SINHA, T.P. BAGYO, 1964.

The quantitative genetic relationship of sexual dimorphism of birds.

Genetics, 50, 233.

BEILHARZ, R.G., 1960.

Research into sex linked control of body weight in poultry and rabbits,

Proc. of aust. soc. Animal prod. III, 139-146.

BEILHARZ, R.G., 1962.

A review of the importance of sex-linkage in inheritance
XII th world's Poult. Congress, Section papers, 1,
63-65.

BIRD S., H.S. GUTTERIDGE, 1939.-

Variation of sex difference in chick growth.

Scient. agr. 14, 433-437.

BRAY, D.F., J. BIELY, W.H. POPE, 1962.

The relationship of ration ingredients to the concept of genotype X environment interaction as demonstrated in British Columbia random simple broiler test.

Poultry Sci. 41, 1367-1374.

BUVANENDRAN, V., 1969.

The heritability and genetic correlations of sexual dimorphism for 10 week weight in poultry.

Br. Poult. Sci. 10, 321-325

- CHABRA A.D., DESAI R.M., 1966.
Growth studies in some of the breeds of Poultry.
J. res. Punjab agric. Univ. 3, 330-337.
- CLARK T.B., 1960.
Crossbreeding in turkeys II. Summary on heritability,
growth, and body characteristics.
W. Va. Agr. Exp. Sta. Bull., 455 T.
- COLLINS W.M., ABPLANALP, 1968.
Changes in body and organ weights of Japanese Quail
selected for 6 week body weight.
Brit. Poult. Sci. 9, 231-242.
- EISEN E. J., J.E. LEGATES, 1966.
Genotype-sex-interaction and the genetic correlation
between the sexes for body weight in Mus Musculus.
Genetics 54, 611-623.
- EISEN E. J., 1970.
Selection for sexual dimorphism in Mice (Abstr.).
J. Animal Sci., 31, 163.
- FABER H.V., 1959.
On the hormonal Causes of sexual dimorphism in growth
in birds. Verh. dtsh. Zool. Ges., 1958 (Zool. Anz.
suppl. 22), 345-347.
- FABER H. V., 1961.
The development and experimental modification of the
extreme sex dimorphism in growth shown by the Muscovy
duck.
Roux' Arch. Entw Mech. Organ. 153, 32-74.
- GLAZENER E.W., M.A. JULI., 1946 - Rate of feathering and 10 week
body weight observations in strains differing in
shank length.
Poultry Sci. 25, 433-439.
- GLAZENER E.W., C.H. BLOW, 1951.
Top cross testing for broiler production.
Poult. Sci. 30, 870.
- GODFREY G.F., G.M. FARNSWORTH Jr, 1952 - Relation of the sex
linked rapid feathering gene to chick growth and
mortality.
Poult. Sci. 31, 65-68.
- GODFREY E.F., 1953.
The genetic control of growth and adult body weight in
the domestic fowl.
Poult. Sci. 32, 248-259.

- GOODMAN B.L., F.V. MUIR, 1965.
The influence of comb and feathering phenotypes on body weight and dressing percentage.
Poult. Sci. 44, 644-648.
- HANRAHAN J.P., E.J. EISEN, 1970.
Genetic basis for sexual dimorphism in body weight of Mice (Abst.).
Genetics, 64, 28-29.
- HORTON I.F., G. Mc BRIDE, 1964.
Genetic factors affecting sex dimorphism in body weight of meat chickens.
Proc. Austral. Poultry Sci. Conv, 1964, 79-81.
- HURRY H.F., A.W. NORDSKOG, 1953.
A genetic analysis of chick feathering and its influence on growth rate.
Poult. Sci. 32, 18-25.
- HUTT F.B., 1959.
Sex-linked dwarfism in the fowl.
J. Hered., 50, 209-221.
- JAAP R.G., 1969.
Phenotypic effects of sex-linked dwarfing genes in chickens.
Poult. Sci., 48, 1826 (abstr.)
- JULL M.A., J.P. QUINN, 1931.
The inheritance of body weight in the domestic fowl.
J. Hered., 22, 283-294.
- KEMPTHORNE O., 1957.
An introduction to genetic statistics.
John Willey and sons, Inc., New-York.
- KENDALL M.G., 1959.
The advanced theory of statistics.
Vol. 2. 3 th edit. Griffing and Co, London.
- KIDWELL J.F., 1963.
Sex and heterosis in Drosophila Melanogaster.
Can. J. Genet. Cytol. 5, 50-56.
- KIDWELL J.F., D.J. NASH, 1964.
An examination of homogametic heterosis in three species of Laboratory Animals.
Can. J. Genet. Cytol. 6, 207-214.

- KINNEY T.B. Jr, R.N. SHOFFNER, 1965.
Heritability estimates and genetic correlations among several traits in a meat type Poultry population.
Poult. Sci., 44, 1020-1032.
- KORKMAN N., 1957.
Selection with regard to the sex difference of body weight in Mice.
Hereditas, 43, 665-678.
- LERNER J.M., 1954 - Genetic homeostasis.
Oliver et BOYD, Edinburgh.
- LITTLE R.J., P.F. TWINING, C.A. DENTON, 1964.
Calcium and Phosphorus requirements of broilers as influenced by energy, sex and strain.
Poult. Sci., 43, 1126-1131.
- MAW A.J.G., 1935.
The inheritance of skeletal dimensions in the domestic fowl.
Sci. Agric., 16, 85-112.
- MERAT P., 1962.
Quelques relations entre caractères extérieurs à hérédité simple et productivité.
Proc. XII th world's Poultry Congress. Sydney, I, 71-76.
- MERAT P., 1967.
Contribution à l'étude de la "valeur sélective" associée à quelques gènes chez la Poule domestique.
I. Différences quantitatives liées au génotype individuel.
Annls Biol. Anim. Bioch. Biophys., 7, 79-104.
- MERAT P., 1969.
Etude d'un gène de nanisme lié au sexe chez la Poule.
I. Description sommaire et performances.
Ann. Gen. Sel. Anim., 1, 19-26.
- MERRITT E.S., 1965.
Estimates of genetic parameters of body size as they differ between male and female chickens.
Can. J. Genet. Cytol., 7, 355-356.
- MERRITT E.S., 1965.
Estimates by sex of genetic parameters for body weight and skeletal dimensions in a random bred strain of meat type fowl.
Poult. Sci., 44, 118-125.

- MERRITT E.S., 1967.
Genetic parameter estimates for growth and reproductive traits in a random bred control strain of meat type fowl.
Poult. Sci., 46, 190-199.
- MORENG R.E., P.A. THORNTON, 1958.
Hybridization through inbreeding and strain crossing of turkeys.
XI World Poultry Congress, Mexico-City.
- OWEN J.J.T., 1965.
Karyotype studies on Gallus Domesticus
Chromosoma, 16, 601-608.
- AGAB M.T., S. KOFBY, 1958.
Some Factors affecting growth rate and body weight of the Fayoumi fowl.
Am. Afri. Sci. (Caro) 2, 121-151.
- ROBERTSON A., 1959.
The sampling variance of the genetic correlation coefficient.
Biometrics, 15, 469-485.
- SHAKLEE W.E., C.W. KNOX, S.J. MARSDEN, 1952.
Inheritance of the sex difference of body weight in turkeys.
Poultry Sci., 31, 822-825.
- SIEGEL P.B., SIEGEL H.S., KRAMER C.Y., HOWES C.E., 1961.
Influence of and interaction between feeder and water allowance, sex and crossbred on broiler performance.
Poult. Sci., 40, 201-206.
- SNEDECOR G.W., and W.G. COCHRAN, 1967.
Statistical methods, 6th Ed.
Iowa State College press, Ames, Iowa.
- STONAKER H.H., 1962.
Homogametic heterosis
Proc. Western Sec. Am. Soc. Animal. prod., 13, 231-238.
- STONAKER H.H., 1963.
A genetic hypothesis for sex-Mating system interaction in growth of cattle and poultry.
J. Animal Sci., 22, 320-325.
- VESELY J.A., ROBINSON O.W., 1968
Heritabilities and genetic correlations in two breeds of sheep.
J. Anim. Sci., 27, 1130.

- WESSELS J.P.H., and WILBRAHAM B.O., 1962.
The production of table ducks by crossing egg laying
with table-type ducks.
S. Afric. J. agric. Sci., 5, 671-672.
- WHITE J.M., E.J. EISEN, J.E. LEGATES, 1968.
Heterogametic Heterosis in body weight of mice.
J. Animal Sci. vol. (27) p. 1.130.
- YOSHIDA S., COLLINS W.M., 1967.
Individual Selection for 4 week body weight in japanese
quail in relation to sex dimorphism.
Poult. Sci. 46, 1.341.
- B - 2^{ème} PARTIE -

- BYERLY T.C., 1941.
Feed and other costs producing market eggs.
Univ. Maryland Agric. exper. stn n° A 1.
- MERAT P., 1962.
Quelques relations entre caractères extérieurs à hérédité
simple et productive.
Proc. XII th world's Poult. Congr. Sydney Section papers
71-76.
- MERAT P., 1966 - Contribution à l'étude de la valeur "sélective"
de quelques gènes chez la Poule domestique.
Thèse Doctorat-Es Sciences, Paris, 1966.
- MERAT P., 1968.
Consommation alimentaire des pondeuses Cc et cc. Annales
de Zootechn., 19, 17, 341-342.
- PROD'HOMME J., 1965.
Calcul d'une équation permettant de prévoir la consom-
mation alimentaire de pondeuse en fonction de leurs
performances.
Ann. Zootechn. 14, 335-339.
- PROD'HOMME J. MERAT P., 1965.
Consommation alimentaire chez des pondeuses de génotype
Cc et cc issues de plusieurs familles.
Ann. Zootechn. 17, 14, 341-342.

THOMAS CH., 1957.

Heritability estimates of body weight, gain, feed consumption and feed efficiency, and the Genetic correlations between these traits in NEW HAMPSHIRE broiler.

A.B.A. Vol. 26, 205-1958. Diss abstr., 17, 483.

C - 3^{ème} PARTIE

GOODWIN R., CALE R.K., HUTT F.B., RASMUSEN B.A., 1955.

Endocrine relationships in males of a relativity infertile strain of white LEGHORN fowls.

Endocrinology, 57, 519-526.

KINNEY T.B., 1969.

A summary of reports estimates of heritabilités and of Genetic and phenotypic correlations for traits of chickens.

Agriculture Hand book n° 363 - Agric. Res. Service, U.S.D.A.

MERAT P., 1962.

Existence de gène majeur influant sur la taille de barbillons chez la Poule.

Annales Zpotechniques 11 (2) 157-158.

PASVOGEL M.W., 1952.

Correlation between the egg laying ability of pullets and certain hormonal controlled characteristics of their full brothers.

A.B.A. Vol. 22, 155-1954.

Thèses, Univ. Illinois, URBANA.

